MEDDELELSER

FRA

DET NORSKE SKOGFORSØKSVESEN

NR. 32

(BIND IX, HEFTE 2)

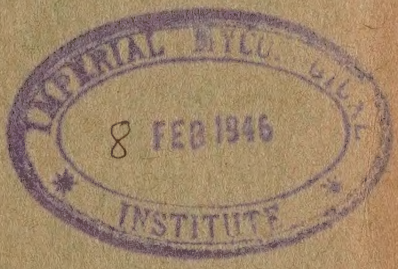
UTGITT AV SKOGFORSØKSVESENET

UNDER REDAKSJON AV

SKOGFORSØKSLEDER

PROFESSOR

ERLING EIDE



GRØNDAHL & SØNS BOKTRYKKERI

OSLO 1945

INNHOLD

A. Langsæter: Hjelpetabeller ved økonomiske kalkyler i skogbruket 129
Tollef Ruden: En vurdering av anvendte arbeidsmetoder innen trekronologi og årringanalyse 181
A Valuation of the Methods employed in Dendro-Chronology and Annual Ring Analyses 255

A. LANGSÆTER:

Hjelpetabeller ved økonomiske kalkyler i skogbruket.

I.

Balansemassetall for gran, omkostninger ved skogkultur m. v.

INNHOLD

Side

Innledning 131
1. Kubikk- og tilvekst i normale enaldrede bestand bonitert etter Landsskogtakseringens metode 131
2. Balansemassetall for gran 134
3. Omkostningene ved skogkultur i granskog. Valg mellom naturlig forynging og skogkultur 140
4. Overstandere over gjenvekst og ungskog 150
5. Lønnsomheten ved kunstig kvisting 155
Litteraturfortegnelse 158
Tabeller 159

INNLEDNING

I løpet av de siste 10—20 år er den skogøkonomiske teori utbygd på en sånn måte at den har fått en vesentlig nærmere tilknytning til praksis enn den før hadde. En rekke svenske og danske forskere har her ytet en betydelig innsats: HOWARD GRØN (1931, 1938, 1942, 1943), MATTSON MÅRN (1927 og 1928), PETRINI (1937) og STREYFFERT (1938).

For å nyttiggjøre dette i praksis trenges imidlertid at der ved siden av teorien utarbeides hjelpetabeller og forenklede kalkyleformer. Den som først og fremst har vist veien på dette område er HOWARD GRØN (1938 og 1942), ved oppstilling av tabeller for balansemassetall, ventemassetall og praktiske kalkyleformer for beregning av hvor mye det lønner seg å gi ut i omkostninger ved skogkultur m. v.

Den skogøkonomiske teori er til en viss grad internasjonal, og på dette område kan vi — iallfall med forholdsvis små «korreksjoner» — overføre det vesentlige av de resultater som er nådd i våre naboland. Hjelpetabellene m. v. må vi derimot som oftest lage selv ut fra våre egne skogforhold.

Det følgende er et forsøk på å gi noen slike hjelpetabeller og kalkyleformer til praktisk bruk.

1. Kubikk- og tilvekst i normale enaldrede bestand bonitert etter Landsskogtakseringens metode.

Ved de produksjonsundersøkelser i granskog som er gjort ved Det norske Skogforsøksvesen (EIDE og LANGSÆTER 1941) er der brukt et eget boniteringssystem med bonitet A til E. Da dette ikke faller sammen med den boniteringsmåte som van-

lig brukes i praksis, har det vært ytret ønske om en omregning til lettelse av praktiske kalkyler.

Jeg har søkt å imøtekomme dette ved å lage nedenstående tabeller for masse- og tilvekst etc. for godt skjøttede enalderbestand bonitert etter Landsskogtakseringens boniteter. (Se tabell 1 side 159.)

Tabellene er tidligere offentliggjort i A. LANGSÆTER: Skogen i Østfold, Akershus og Hedmark (1944) utgitt av Det norske Skogselskap. For bonitet 1, 2 og 3 etter Landsskogtakseringen har jeg benyttet produksjonstabellene for granskog, tynningsgrad II. Landsskogtakseringens bonitet 1 er lagt mellom produksjonstabellens bonitet A og B, bonitet 2 mellom B og C og bonitet 3 litt høyere enn D. For bonitet 5 er gangen i den løpende tilvekst opptegnet skjønnsmessig med støtte av finske produksjonsundersøkelser for furu (ILVESSALO 1920 og 1938—39). Bonitet 4 er så innlagt i forhold til bonitet 3 og 5. Kubikkmasse og tilvekst i tabellene gjelder innenfor bark. Stående kubikkmasse for de forskjellige aldersklasser er masse «midt mellom tynningene».

For bonitet 3 alder 50 år viser tabellene en stående masse på 118 m^3 pr. hektar. Dette er altså slik å forstå at bestand med denne alder og bonitet i gjennomsnitt bør ha ca. 118 m^3 pr. hektar i stående masse. Straks etter tynning bør derfor massen være noe mindre og straks før tynning noe større enn 118 m^3 pr. hektar. (Dette er en forskjell fra fremstillingsmåten i Skogforsøksvesenets produksjonstabell, hvor stående masse betyr massen straks etter at tynning er utført.)

Jeg vil påpeke at denne enkle tabell (tabell 1) over masse- og tilvekst for Landsskogtakseringens boniteter ikke må oppfattes som en produksjonstabell i vanlig forstand. Årsaken til dette er dels at vi savner norske produksjonsundersøkelser for furu- og blandingsskog, og dels at overføringen fra et boniteringssystem til et annet nødvendigvis har fått ett visst skjønnsmessig innslag.

Til tross herfor skulle jeg anta at tabell 1 kan være av noen nytte for praksis som en nødhjelp inntil nøyaktigere undersøkelser foreligger. Jeg regner med at bonitet 1 og 2 er granskog, bonitet 3 granskog eller barblandskog og bonitet 4 og 5 vesentlig bestokket av furu.

Hvis treslaget — eller blandingsforholdet mellom treslagene — er annerledes enn her forutsatt, må tabellenes verdier korrigeres.

Hva man leser av tabellen sees av et eksempel: For bonitet 4, alder 80 år er stående masse = 130 m³ pr. hektar. I de 10 siste år (mellom alder 70 og 80 år) er uttatt 23 m³ pr. hektar. Middeltilveksten (fra 0 til 80 år) er 2,5 m³ pr. hektar og den løpende massetilvekst mellom det 70. og 80. år er 3,8 m³ pr. hektar og år. Ifølge disse tabeller kulminerer massetilveksten ved en alder av:

Bonitet	Alder	Middeltilvekst
1	70— 80 år	9,2 m³ pr. hektar
2	ca. 90 »	6,5 —»—
3	100—110 »	4,3 —»—
4	110—120 »	2,7 —»—
5	120—130 »	1,6 —»—

Den gjennomsnittlige stående kubikkmasse i en skog med normal aldersklassefordeling og uten snauareal som er under foryngelse finnes som:

$$V = \frac{1}{n}\left(v_{10} + v_{20} + v_{30} + \text{— — — —} + v_{(n \div 10)} + \frac{1}{2} v_n\right)$$

Eksempel: Bonitet 2, omløpstid = 90 år.

$$V = \frac{1}{90}\left(2 + 18 + 59 + 132 + 203 + 247 + 267 + 275 + \frac{280}{2}\right)$$

$V = 149$ m³ pr. hektar.

Hvis vi i det givne tilfelle bruker naturlig foryngelse og tidstapet ved foryngelsen er f. eks. 5 år, bør ovenstående korrigeres, og vi får tilnærmet:

$V = \text{ca.} \frac{90}{95} 149 = \text{ca. } 141$ m³ pr. hektar. Den normale tilvekst for en slik skog, når tidstapet ved foryngelsen er 0 år, er ifølge tabell 1 lik 6,5 m³ pr. hektar. Hvis vi har et tidstap ved foryngelsen på 5 år, synker den normale tilvekst til ca.

$\frac{90}{95} \cdot 6{,}5 =$ ca. 6,2 m³ pr. hektar. Tallene i tabell 1 er ikke «maksimumstall». Gode kulturer og meget vellykkede naturlige foryngelser vil kunne gi noe større produksjon enn det tabellene viser. På den annen side forutsetter tabellene god skjøtsel, noenlunde jevne bestand og intensiv drift. Hvor driften er ekstensiv må tallene i tabellen reduseres skjønnsmessig. Særlig kan en slik nedsettelse være nødvendig fordi bestandene kan bli hullet, f. eks. på grunn av råte eller vindfall.

2. Balansemassetall for gran.

Ved en del økonomiske kalkyler har vi bruk for å diskontere alle påregnelige fremtidige inntekter til nåtid. Vi tenker oss at vi har et normalt enalderbestand og ønsker å diskontere alle de fremtidige inntekter til året når bestandet blir grunnlagt (når det er 0 år).

De inntekter vi har i første omløpstid er: Nettoinntekt ved hver enkelt tynning som finner sted f. eks. første gang når bestandet er f. eks. 30 år og seinere med visse års mellomrom inntil bestandet er hogstmodent, samt nettoinntekten ved hovedhogsten når bestandet blir sluttavvirket. Nettoinntektene ved de enkelte tynningshogster kan vi skrive som D_a, D_b . . . D_x, hvor a, b . . og x er bestandets alder ved hver enkelt tynning. Nettoinntekten ved hovedhogsten skriver vi som H_n hvor hogstmodenhetsalderen er n år.

Når vi diskonterer alle disse til nåtid får vi:

$$\frac{D_a}{1{,}0\ p^a} + \frac{D_b}{1{,}0\ p^b} + \ldots + \frac{H_n}{1{,}0\ p^n}$$

eller

$$\sum_{0}^{n} \frac{D_x}{1{,}0\ p^x} + \frac{H_n}{1{,}0\ p^n}$$

I neste omløpstid får vi tilsvarende inntekter. Disse må diskonteres en tilsvarende lenger tid for å få dem sammenlignbare med inntektene fra første omløpstid. Foretar vi en summering av alle disse påregnelige fremtidige inntekter får vi:

$$K = \frac{H_n + \sum_{o}^{n} D_x \cdot 1{,}0\,p^{(n \div x)}}{1{,}0\,p^n \div 1} \qquad (1)$$

Vi har her forutsatt at det nye bestand grunnlegges såsnart det gamle bestand avdrives, altså at vi ikke har noe tidstap ved foryngelsen. Å utføre en kalkyle etter formel 1 gir imidlertid mye arbeid selv om man har en brukbar produksjonstabell. Dette skyldes for det første alle diskonteringene, særskilt for hver tynning. Dessuten er jo nettokubikkmeterprisen avhengig av trærnes dimensjon og etter formel (1) må vi derfor også ta hensyn til dimensjonsfordelingen for hogsten ved hver tynning og ved hovedhogsten.

Hvis vi ikke har hjelpetabeller, blir derfor formel 1 meget tungvint å bruke i praksis.

Howard Grøn (1942) har anvist en metode til å sette opp hjelpetabeller, slik at regnearbeidet i praksis blir meget sterkt forenklet.

Tankegangen som ligger til grunn for oppstillingen av disse hjelpetabeller, kan anskueliggjøres således: Nettoverdien av hovedhogsten = H_n er jo lik $M_n \cdot Q$, hvor M_n er den kubikkmasse som hogges og Q er den gjennomsnittlige nettoverdi pr. m^3 for hovedhogsten. M_n kan igjen spaltes opp i enkelte diameterklasser:

$$M_n = M_{n_I} + M_{n_{II}} + M_{n_{III}} + \ldots . \text{ osv.}$$

Indeksene I, II, III osv. betegner de enkelte diameterklasser f. eks. 0—5 cm, 5—10 cm, 10—15 cm osv. i brysthøyde. Vi får da at:

$$H_n = M_{n_I} \cdot Q_I + M_{n_{II}} \cdot Q_{II} + M_{n_{III}} \cdot Q_{III} + \ldots \text{ osv.}$$

På tilsvarende måte gjør vi for hver enkelt tynningshogst, f. eks. for den tynningshogst som utføres når bestandet er a år:

$$D_a = m_{a_I} \cdot Q_I + m_{a_{II}} \cdot Q_{II} + m_{a_{III}} \cdot Q_{III} + \ldots \text{ osv.}$$

D_a er nettoverdien av tynningskvantummet uttatt når bestandet er a år. m_{a_I}, $m_{a_{II}}$ osv. er kubikkmasse uttatt ved tynning innen diameterklasse I, II osv. og Q_I, Q_{II} etc. er nettokubikkmeterprisene for de samme diameterklasser. Den sam-

lede nettoinntekt for hele bestandet diskontert til år o, tenker vi oss oppdelt på de enkelte diameterklasser. Vi får altså:

$$K = K_I + K_{II} + K_{III} \text{ osv.}$$

Her er:

$$K_I = \frac{M_{nI} + \sum_{o}^{n} m_{xI} \cdot 1{,}0\, p^{(n \div x)}}{1{,}0\, p^n \div 1} \cdot Q_I$$

$$K_{II} = \frac{M_{nII} + \sum_{o}^{n} m_{xII} \cdot 10\, p^{(n \div x)}}{1{,}0\, p^n \div 1} \cdot Q_{II}$$

osv. for de øvrige diameterklasser.

Her setter vi:

$$\frac{M_{nI} + \sum_{o}^{n} m_{xI} \cdot 1{,}0\, p^{(n \div x)}}{1{,}0\, p^n \div 1} = B_I$$

og tilsvarende for alle de andre diameterklasser. Da blir:

$$K = B_I \cdot Q_I + B_{II} \cdot Q_{II} + B_{III} \cdot Q_{III} + \text{osv.} \qquad (2)$$

Størrelsen av tallene B_I, B_{II}, B_{III} osv. er de såkalte balansemassetall for diameterklassene. Disse kan regnes ut en gang for alle da de er uavhengig av prisene pr. m³. For hver bonitet og tynningsgrad får vi særskilte balansemassetall for rentefot 3 %, 4 % osv. og særskilte balansemassetall for omløpstid (hogstmodenhetsalder) lik 70 år, 80 år, 100 år, osv.

Jeg har utregnet balansemassetall for gran etter de norske produksjonstabeller for hver enkelt bonitet og tynningsgrad og særskilt for p = 3 %, 4 % og 5 % samt for noen forskjellige omløpstider. (Se tabell 2—4 side 162—170.) Det er brukt 5 cm-s diameterklasser.

Ved oppstillingen av balansemassetallene i tabell 2—5 er det forutsatt at nettoverdien pr. m³ ved det tidspunkt da hogsten skjer er entydig bestemt av trærnes diameter i brysthøyde. Nettokubikkmeterprisen for et tre som holder f. eks. 15 cm i brysthøyde ved en tynning, er altså satt like stor som nettokubikkmeterprisen for 15 cm-s trær ved hovedhogsten. Denne forutsetning er ikke helt riktig. Nettoverdien pr. m³ for granskog er ikke b a r e avhengig av brysthøydediameteren

men også avhengig av trærnes høyde. Hvis derfor 15 cm·s trærne som uttas ved tynning i gjennomsnitt har en litt annen høyde enn 15 cm·s trærne ved hovedavvirkning, så burde det vært tatt hensyn til dette ved oppstillingen av balansemassetallene. Å innføre en slik korreksjon ville dog medføre så mye ekstra arbeid at beregningene ble vanskeliggjort i praksis. Den forenkling som her er innført vil som oftest ikke bety noen nevneverdig unøyaktighet i kalkylene.

Fremgangsmåten ved bruk av tabellene sees best av et eksempel:

Eksempel *1.*

Hvor stor er nåtidsverdien av alle fremtidige inntekter pr. hektar for et nettopp forynget bestand av bonitet C når omløpstiden er 80 år, foryngelsestiden = 0 år, forrentningsprosent = 4 % og vi forutsetter brukt tynningsgrad I? Resultatet er selvsagt avhengig av hvor stor nettoverdien er pr. m³ for de enkelte diameterklasser. Vi forutsetter at disse nettoverdier pr. m³ her er funnet å være slik som rubrikk2 nedenfor viser (se herom seinere):

1	2	3	4
Diameter med bark cm	Netto i kr. pr. m³	Balansemassetall pr. hektar etter tabell 2 B	Balanse i kr. pr. hektar K
0—5	0	0,40	0
5—10	0	4,10	0
10—15	3,40	7,43	25,26
15—20	8,80	8,15	71,72
20—25	10,90	8,00	87,20
25—30	11,90	4,78	56,88
30—35	12,70	1,33	16,89
35—40	13,20	0,06	0,79
40—	13,20	—	—
	Sum	34,25	258,74

Vi får altså ca. 260 kr. pr. hektar som nutidsverdi av alle fremtidige inntekter i dette eksempel.

En slik beregning direkte etter formel 1 ville krevd mange timers arbeid selv for en øvet regner. Ved bruk av tabellene

for balansemassetallene er beregningen gjort på noen minutter, forutsatt at man har gitt nettoverdiene pr. m³ for de enkelte diameterklasser. Disse kan ved meget enkle overslagskalkyler ansettes skjønnsmessig med støtte av erfaringer over priser og driftsutgifter for tømmer av forskjellig dimensjon. Hvis man vil regne dem ut nøyaktig kan man foreta en teoretisk aptering ved hjelp av avsmalningstabell og fordeling av utgiftene på dimensjonene. Ofte vil man dog med fordel kunne gjøre bruk av de hjelpetabeller over «redusert bruttoverdi» som er offentliggjort i Meddelelser nr. 23 (LANGSÆTER 1939).

Fremgangsmåten for dette sees av et eksempel:

Eksempel 2.

Brutto tømmerpris er kr. 20 pr. m³ for midtmålt sliptømmer av gran klasse 2. Tillegget til toppmålstabellen (Glomma) er 133%. Utgiftene er: Hogst, kjøring, avregning, trygdeutgifter, oppsyn, forvaltning, vedlikehold av veier og koier etc. 10,00 kr. pr. m³ (av hele treet) + 13 øre pr. stokk. Hertil kommer 2 % av bruttoprisen i kulturavgift.

Prisforholdet mellom toppmålt og midtmålt tømmer (20 kr. og 133 %) svarer til 75 % tillegg til toppmålstabellen når prisen på midtmålt slip er kr. 15 pr. m³ for klasse 2, ($233 \cdot \frac{15}{20} = \text{ca. } 175$).

Redusert brutto for 15 kr. og 75 % finnes så direkte av tabell 1 side 504 i Meddelelser nr. 23. Vi får følgende skjema:

1	2	3	4	5	6	7
Diam. innenfor bark i brysthøyde cm	Høyde i meter	Redusert brutto når prisen er		Fratrukket kulturavgift = (4) · 0,98	Netto pr. m³ = (5) ÷ 10,00	Diam. med bark cm
		15 kr. pr. m³ og 75% tillegg for toppmål	20 kr. pr. m³ og 133% tillegg for toppmål			
10	11,0	8,50	11,33	11,10	1,10	10,7
14	15,1	12,78	17,04	16,70	6,70	14,9
18	18,3	15,42	20,56	20,15	10,15	19,2
22	20,8	16,22	21,63	21,20	11,20	23,4
26	22,8	16,76	22,35	21,90	11,90	27,6
30	24,4	17,32	23,09	22,63	12,63	31,8
34	25,8	17,74	23,65	23,18	13,18	36,1
38	26,8	17,74	23,65	23,18	13,18	40,3

Rubrikk 2 og 7 finnes av taksasjonsresultater eller ved direkte målinger i marka. Rubrikk 3 avleses i tabell 1 side 504 i Meddelelser nr. 23. Rubrikk 4 er lik rubrikk 3 multiplisert med faktoren $\frac{20}{15}$.

I rubrikk 5 er fratrukket for kulturavgift. Dette fradrag er ikke helt riktig, idet det er beregnet 2 % av den reduserte brutto istedenfor 2 % av bruttoen. Forskjellen er dog så liten at den neppe spiller noen rolle (opptil bare ca. 2—3 øre pr. m^3). Rubrikk 6, nettoverdien finnes så ved å trekke utgiftene pr. m^3 fra rubrikk 5. De 13 øre pr. stokk er allerede trukket fra i og med bruk av tabell 1 i Meddelelser nr. 23. Tallene i rubrikk 6 kan så oppsettes grafisk og avlesing skje for hver 5 cm's diameterklasse.

Både bruttoverdi, driftsutgifter og nettoverdi i tabellen ovenfor (og i tabell 6, 7 og 8) gjelder pr. m^3 for treet helt til topps.

Ved å sammenlikne tabell 2, 3 og 4 ser man at balansemassetallene for tynningsgrad II og III er meget nær de samme som for tynningsgrad I. På de enkelte diameterklasser er det dog noen forskjell mellom tynningsgradene. For de høyere diameterklasser er således balansemassetallet for tynningsgrad II noe høyere enn for I. Hvis vi får samme kurve for nettokubikkmeterprisen (over diameteren som abscisse) for tynningsgrad I og II, vil derfor tynningsgrad II gi noe høyere verdier (K) diskontert til nåtid. I motsatt retning virker dog at tynningsgrad I gir noe slankere skog og derfor oftest litt høyere netto pr. m^3. Forskjellen er derfor liten. Tallene i tabell 2—5 er oppført med 2 desimaler bl. a. for å lette sammenligning mellom tynningsgradene. Antall desimaler gir ikke noe inntrykk av den nøyaktighetsgrad tallene har. Denne er selvsagt betydelig mindre.

I tabell 5 er oppstilt balansemassetall for bonitet 1, 2 og 3 etter Landsskogtakseringens boniteringstabell. Tabell 5 er funnet ved interpolasjon i tabell 3. Tabell 2, 3 og 4 gir bare tilnærmede verdier, bl. a. på grunn av at de er avhengig av den beregnede dimensjonsfordeling etter produksjonstabellene, og denne kan sikkert variere betraktelig under forskjellige forhold. Videre får vi med den unøyaktighet som er forbundet med å forutsi masse og tilvekst ved hjelp av produksjonstabellene

For tabell 5 er disse mangler sannsynligvis enda større bl. a. på grunn av overføringen til et annet boniteringssystem. Tross dette skulle jeg anta at tabellene kan være nyttige ved enkelte kalkyler, f. eks. når vi skal avgjøre hvor mye det er lønnsomt å anvende av omkostninger ved skogkultur.

3. Omkostningene ved skogkultur i granskog. Valg mellom naturlig forynging og skogkultur.

I enkelte tilfelle er naturlig besåning omtrent umulig (f. eks. på grunn av at man helt mangler skikkede frøtrær). Isåfall er skogkultur — i en eller annen form — nødvendig, hvis man fortsatt vil drive skogbruk i det hele tatt. Som oftest er det dog her i landet slik at vi kan velge mellom naturlig besåning og skogkultur. Ved dette valg vil økonomiske hensyn spille inn.

Noen utgifter får man omtrent alltid når et bestand skal forynges. Ved den naturlige foryngelse får vi således oftest utgifter ved hogst av små skraptrær og marbusker som ikke bør vokse inn i det nye bestand. Denne ryddingsomkostning av feltet kan ofte være tilnærmet like stor ved naturlig besåning og ved skogkultur. Videre vil man ofte måtte foreta en ekstra rydningshogst i naturlig oppkommen ungskog før tynningsvirket blir drivverdig. Ved skogkultur får vi foruten utgifter til rydding av feltet, også utgifter til planting, såning etc. og eventuelle etterarbeider i kulturen. Skogkulturen gir derfor større utgifter enn naturlig besåning, men vi må ikke glemme at også den naturlige foryngning oftest gir visse omkostninger. Omkostningene ved skogkultur og naturlig besåning tenkes i det følgende oppgjort på (diskontert til) samme tidspunkt, nemlig det år det gamle bestand avvirkes.

På den annen side oppnår man følgende fordeler ved skogkultur:

a) Produksjonen kommer igang tidligere, idet man unngår (helt eller delvis) det tidstap som den naturlige besåning gir.
b) Det nye bestand man får ved skogkultur blir vanlig jevnere (mindre hullet), og man får også av denne grunn større produksjon.

c) Når man bruker skogkultur står man friere ved valg av hogsttempo og tidspunkt for hogsten av det gamle bestand. Hvis man har s t o r e sammenhengende bestand av gammel skog, kan dette siste moment være av stor økonomisk betydning.

Hvor den naturlige gjenvekst kommer rikelig i løpet av kort tid etter hogsten, er det selvsagt ingen grunn til å bruke skogkultur (unntagen hvor man ønsker å skifte treslag). På den annen side er det også opplagt at det må være ulønnsomt å vente i m a n g e år på en ujevn og dårlig selvforyngelse hvor marka er god og driftsforholdene gunstige.

Nedenfor vil jeg søke å belyse hvor grensen går mellom disse ekstreme tilfelle, idet moment a og b ovenfor blir satt i forhold til forskjellen i omkostninger mellom skogkultur og naturlig besåning.

Før vi går over til kalkylene bør nevnes et moment til: Det blir ofte framholdt som en fordel ved naturlig forynging at denne gir virke av bedre kvalitet, fordi den gir større plantetetthet enn planting. Dette kan være riktig nok hvor foryngelsesforholdene er meget gode. Hvor foryngelsesforholdene derimot er dårlige, og det er jo særlig i dette tilfelle at skogkultur kommer på tale, vil man neppe ha rett i å påstå at den naturlige besåning alltid gir bedre kvalitet i fremtidsskogen. I dette tilfelle blir den naturlige gjenvekst ofte sterkt hullet og ujevn, og man får derigjennom en stor prosent meget kvistrike stammer. I det følgende forutsetter jeg at man tar tilbørlig hensyn til det som her er nevnt om eventuell kvalitetsforskjell i sammenheng med moment b foran.

For å bedømme den privatøkonomiske lønnsomhet ved skogkultur, har jeg satt opp tabell 6 og 7 (side 173—178).

Tabell 6 viser hvor stort beløp man kan legge ned i skogkultur (fratrukket eventuelle utgifter ved naturlig foryngelse) uten at skogkulturen blir mindre lønnsom enn naturlig besåning. Hvis forskjellen mellom utgifter til kultur — og naturforyngelse er større enn hva tabell 6 viser, vil den naturlige foryngelse lønne seg best. Hvis forskjellen derimot er mindre enn tallene i tabell 6, vil skogkultur være mest lønnsom. Tabell 6 og 7 er oppsatt under følgende forutsetninger: Treslag = gran.

Tømmerpris (brutto) 20 kr. pr. m^3 for sliptømmer klasse 2 i Glomma. Toppmålstømmer betales etter toppmålstabellen for Glomma med 133 % tillegg. Kubb, ved og spesialsortimenter blir ikke levert. Med «samlede driftsutgifter» i tabellen menes alle vanlige driftsutgifter + utgifter til skogsveier, koier osv. samt utgifter til oppsyn og administrasjon ved driften. Da de prosentiske driftsutgifter er forskjellig for små og store dimensjoner, er utgiftssatsene (i prosent av bruttoen) oppført i tabellene for en bestemt dimensjon: Trær med brysthøydediameter (innenfor bark) = 20 cm og 15 m trehøyde. Det er forutsatt at vi ved skogkultur oppnår så stor kubikkmasse og tilvekst som produksjonstabellene for gran (tynningsgrad I) viser. De nødvendige korreksjoner hvis denne forutsetning ikke er oppfylt omtales side 143.

Eksempel 3.

Et bestand på bonitet 1 (etter Landsskogtakseringen) skal forynges. Vi har valget mellom å plante, utgift ca. 300 kr. pr. hektar, og naturlig besåning, som vi antar vil koste ca. 50 kr. pr. hektar. Vi regner i begge tilfelle med å få den produksjon som produksjonstabellene viser. Ved naturlig besåning får vi et tidstap som vi i vårt eksempel har ansatt til 10 år. Tømmerprisen er som forutsatt i tabell 6. Driftsutgiftene er 50 % av bruttoprisen for trær med brysthøydediameter 20 cm og høyde 15 meter. Vi regner med forrentningsprosent = p = 4 %.

Omløpstiden ved planting antas å være 70 år.

Inngang til tabell 6 er da:

Landsskogtakseringens bonitet 1, tidstap 10 år, p = 4 % og driftsutgifter 50 %. Tabellen viser 200 kr. pr. hektar. Det lønner seg altså ikke å bruke skogkultur, da forskjellen i omkostninger mellom skogkultur og naturlig foryngelse er 300 ÷ 50 = 250 kr. pr. hektar.

Det er imidlertid flere momenter å ta hensyn til: Den naturlige foryngelse gir sjelden så stor verdiproduksjon ved samme alder som den skog som er kommet opp etter skogkultur (se moment b side 140). Den naturlige foryngelse blir nemlig oftest mer hullet og ujevn enn kulturskogen. Vi kan

derfor ofte bruke noe større beløp til skogkultur enn det vi finner av tabell 6. Tabell 7 viser det tillegg til tabell 6 som kan gjøres hvis verdiproduksjonen (ved samme alder) er 10 % lavere for skog etter naturlig foryngelse. Hvis forskjellen i verdiproduksjon er 20 % må det tall vi finner i tabell 7 multipliseres med 2.

Eksempel 4.

Vi har samme forhold som i eksempel 3, men vi antar at den naturlige besåning vil gi 20 % lavere verdiproduksjon enn plantingen vil gjøre. Vi går da inn i tabell 7 og avleser (for bonitet 1, tidstap = 10 år, p = 4 % og driftsutgifter 50 %) 40 kr. pr. hektar. Da vi har forutsatt at forskjellen i verdiproduksjon er 20 % får vi altså et tillegg på 80 kr. pr. hektar til de 200 kr. pr. hektar som tabell 6 viser (se eksempel 3), altså i alt 280 kr. pr. hektar. Forskjellen mellom utgiftene til kultur og naturlig besåning var $300 \div 50 = 250$ kr. pr. hektar. Det lønner seg altså i dette tilfelle å plante, selv om skogeieren ikke får offentlig bidrag. Hvis han kan regne å få bidrag f. eks. 150 kr. pr. hektar blir plantingen meget lønnsom.

Masseproduksjonen i tiden framover kan i dette eksempel anslås til: For planting ca. 9,2 m³ pr. hektar og år (se tabell 1). Den naturlige foryngelse gir i dette eksempel: ca. $9{,}2 \cdot 0{,}8 \cdot \frac{70}{80} =$ ca. 6,4 m³ pr. hektar eller ca. 30 % lavere enn plantingen.

Hvis tømmerprisen er lavere (eller høyere) enn 20 kr. pr. m³ for sliptømmer klasse 2, og toppmålsprisen også er tilsvarende lavere eller høyere, reduseres (eller forhøyes) tallene i tabell 6 og 7 forholdsmessig. Hvis man mener at skogkulturen ikke vil gi så stor produksjon som produksjonstabellene viser, skal tallene i tabell 6 og 7 reduseres tilsvarende.

Eksempel 5.

Et bestand av bonitet 3 (etter Landsskogtakseringen) skal forynges. Vi har valg mellom såning som vi antar vil koste 150 kr. pr. hektar og gi en tilvekst lik 90 % av produksjonstabellene, og en naturlig foryngelse som vi antar kan fås uten nevneverdig direkte utgift og som vil gi ca. 80 % av verdipro-

duksjonen ved såning. Tidstapet ved naturlig besåning antar vi er 15 år. Tømmerprisen antar vi er 17 kr. pr. m³ for sliptømmer (klasse 2) og pristillegget til toppmålstabellen 96 %. Driftsutgiftene 30 % av bruttoen for trær med brysthøydediam. 20 cm og høyde 15 meter. Forrentning etter 4 %. Omløpstid ved skogkultur 100 år. Tabell 6 gir: ½ (60 + 100) = 80 kr. pr. hektar. Tabell 7 gir: ½ (11 + 7) = 9 kr. pr. hektar. I vårt eksempel får vi altså: $80 + 2 \cdot 9 = 98$ kr. pr. hektar. Da produksjonen ved såning er antatt å gi bare 90 % av produksjonstabellenes tilvekst, får vi $98 \cdot 0{,}9 = 88$ kr. pr. hektar. Dette gjelder for en tømmerpris på 20 kr. (og 133 % tillegg til toppmålstabellen). I vårt eksempel har vi en tømmerpris = 17 kr. (og 96 % tillegg til toppmålstabellen). Vi får derfor $88 \cdot \frac{17}{20} = 75$ kr. pr. hektar i «tillatelig» kulturutgift. Ved naturlig foryngelse kan vi spare inn 150 kr. pr. hektar i kulturomkostning. Naturlig foryngelse er derfor her mer lønnsom enn såning, hvis skogeieren ikke får offentlig bidrag til kulturen. Kan skogeieren regne med halvparten av utgiftene ved såningen (75 kr. pr. hektar) i bidrag, blir skogkultur og naturlig foryngelse like lønnsomme i dette eksempel.

Massetilveksten i tiden framover kan anslås til: Ved skogkultur ca. $4{,}3 \cdot 0{,}9 =$ ca. 3,9 m³ pr. hektar og år. Ved naturlig foryngning: ca. $3{,}9 \cdot 0{,}8 \cdot \frac{100}{115} =$ ca. 2,7 m³ pr. hektar eller ca. 31 % lavere. Dette siste moment bør også tillegges vekt, særlig i tilfelle hvor lønnsomhetsberegningen gir praktisk talt samme resultat for de metoder som sammenlignes. Særlig vil dette moment være av betydning for skogeiere som selv foredler sitt virke, samt for almenninger og offentlig skog. Også for skog som drives sammen med gårdsbruk vil dette moment ha betydning ved siden av lønnsomhetskalkylen.

Hvis skogeieren kan drive kubb, ved eller spesialsortimenter med fordel, kan han bruke noe mer til skogkultur enn det framgår av tabell 6 og 7. Et eksempel på hva dette gjør ses av følgende: I eksempel 4 antar vi at skogeieren kan selge kubb og ved og at nettoprisen for trær med diameter 5—15 cm av denne grunn vil stige med 1 kr. pr. m³. Prisen på alle øvrige dimensjoner som i eksempel 4. Da kan skogeieren bruke 5 til

6 kr. pr. hektar mer i kulturutgifter enn vi fant i eksempel 4. Også dette tillegg varierer selvsagt med bonitet, forrentningsprosent, lengde av tidstap og størrelse av driftsutgifter. For bonitet 3, p = 4 % tidstap 10 år og driftsutgifter = 50 % utgjør tillegget således 2 til 3 kr. pr. hektar for hver krones stigning i nettokubikkmeterprisen for trær med diameter 5—15 cm.

Tabell 6 og 7 viser at rentefoten spiller en stor rolle for hvor mye det er lønnsomt å bruke til skogkultur. For en skogeier som kan regne med rentefot = 3 %, er skogkultur mer lønnsom enn for en skogeier som må regne med 4 % eller 5 % forrentning.

Tabell 6 og 7 viser videre at markas bonitet og skogens driftsforhold øver meget stor innflytelse på hvor mye det er lønnsomt å gi ut i kulturomkostninger.

På beste granmark under gode driftsforhold (f. eks. utgiftene ca. 30 % av brutto for 20 cm 15 m) kan vi med fordel bruke en relativt kostbar skogkultur selv om vi bare sparer inn noen få år. Ved planting med 4-årig gran vinner vi jo 4 år bare på grunn av plantenes alder. Hvis den naturlige besåning tar f. eks. 2—4 år, vil de 6—8 år som innspares ved plantingen, bety like mye som vanlige planteomkostninger selv om vi ikke får bidrag. (Det er her forutsatt at p = 4 % eller mindre.)

På dårlig bonitet og under vanskelige driftsforhold, må vi derimot være forsiktige med bruk av d y r e kulturmetoder når vi bedømmer resultatet ut fra en ren privatøkonomisk lønnsomhetsberegning.

Et moment som kan være av betydning for skogkulturens lønnsomhet er skogkulturavgiften. Alle skogeiere må innbetale 2 % av salgssummen i skogkulturavgift. Når skogeieren utfører skogkulturarbeider som godkjennes av skogoppsynet, får han tilbakebetalt av kulturavgiften. Dette fører til at skogeierens direkte utgifter til skogkulturen blir tilsvarende mindre, og det kan derfor bli lønnsomt for ham å utføre skogkultur selv om forholdene i hans skog måtte gjøre skogkultur privatøkonomisk ulønnsom uten refusjon av skogkulturavgiften.

For å forklare oppstillingsmåten av tabell 6 og 7 må vi utvikle noen formler: Vi har (ifølge Faustmanns formel):

$$G = \frac{U}{1{,}0\,p^n \div 1} \div c\,\frac{1{,}0\,p^n}{1{,}0\,p^n \div 1} \div F \qquad (3)$$

Hvor G er grunnverdien, $U = H_n + \sum_{o}^{n} D_x \cdot 1{,}0\,p^{(n-x)}$

H_n er nettoverdien av hovedhogsten ved alder n år, D_x er nettoverdien av tynningshogsten ved alder x år, n er hogstmodenhetsalder, c er kulturomkostningene (fraregnet offentlig bidrag og eventuell refusjon av skogkulturavgift), F er forvaltningskapitalen (vedk. den del av generalomkostningene som i k k e gjelder selve hogst og drift men skyldes den primære skogsproduksjon) og p er rentefoten. Av formel (3) får vi da:

$$c + \frac{c}{1{,}0\,p^n \div 1} + G + F = \frac{U}{1{,}0\,p^n \div 1} \qquad (4)$$

Vi forutsetter så at vi ved å bruke noe større kulturomkostninger (c + y) istedenfor c oppnår å forkorte omløpstiden fra n til (n ÷ q) år og dessuten at nettoverdien av hovedhogst tillagt nettoverdien av tynningene prolongert til det n^{te} år økes fra U til U (1 + k).

Vi får da:

$$c + y + \frac{c + y}{1{,}0\,p^{(n \div q)} \div 1} + G + F = \frac{U\,(1 + k)}{1{,}0\,p^{(n \div q)} \div 1} \qquad (4)$$

Ved å trekke formel (3) fra formel (4) får vi:

$$y + \frac{c + y}{1{,}0\,p^{(n \div q)} \div 1} \div \frac{c}{1{,}0\,p^n \div 1} = \\ = \frac{U\,(1 + k)}{1{,}0\,p^{(n \div q)} \div 1} \div \frac{U}{1{,}0\,p^n \div 1} \qquad (5)$$

Denne ligning løser vi så med hensyn på y, og får:

$$y = (U \div c)\,\frac{1{,}0\,p^q \div 1}{1{,}0\,p^n \div 1} + \frac{U \cdot k}{1{,}0\,p^{(n-q)}} \qquad (6)$$

Formel (6) viser da hvor mye m e r skogeieren kan bruke i kulturomkostninger enn han tidligere har gjort, når han derved oppnår å forkorte omløpstiden med q år og samtidig får U · k

større nettoavkastning ved omløpstidens slutt. (Sammenlign HOWARD GRØN 1938 og 1943.)

Ved kalkyler over om naturlig besåning eller skogkultur er mest lønnsom, er det hensiktsmessig å omforme formel (6): Vi setter: $y = \div x$, $q = \div t$ og $k = \div b$.

Da blir:

$$\div x = (U \div c)\,\frac{1{,}0\,p^{\div t} \div 1}{1{,}0\,p^{n} \div 1} + \frac{U\,(\div b)}{1{,}0\,p^{n \div (\div t)}}$$

$$x = (U \div c)\,\frac{1{,}0\,p^{t} \div 1}{1{,}0\,p^{t}\,(1{,}0\,p^{n} \div 1)} + \frac{U \cdot b}{1{,}0\,p^{(n+t)}} \qquad (7)$$

I formel (7) betyr x den nødvendige besparelse i kulturomkostning for at det skal være lønnsomt å gå over fra skogkultur til naturlig foryngelse, t er tidstapet ved naturlig foryngelse og $U \cdot b$ er den nedgang i verdiutbytte (henført til omløpstidens slutt) som den naturlige foryngelse fører med seg. Hvis besparelsen i kulturomkostninger ved å gå over til naturlig foryngelse er m i n d r e enn x funnet av formel (7) er altså skogkultur lønnsom ut fra privatøkonomisk lønnsomhetssynspunkt. Å bruke formel (7) direkte ville være meget besværlig, bl. a. på grunn av beregningen av U.

Jeg har derfor satt opp en hjelpetabell for bestemmelse av U (se tabell 8). Ved hjelp av tabell 8 og formel (7) er så tallene i tabell 6 og 7 foran beregnet.

Under denne beregning er leddet $(U \div c)$ erstattet med U, da c vanlig utgjør en meget liten størrelse i forhold til U. Den «feil» vi av den grunn gjør ved å bruke tabell 6 og 7 vil vanlig mer enn oppveies av et forhold som blir omtalt nedenfor side 148.

De tilsvarende tall i tabell 6 og 7 for Landsskogtakseringens boniteter er funnet ved interpolasjon mellom tallene for bonitet A til E i tabell 6 og 7. En noe nøyaktigere fremgangsmåte ville vært å beregne tallene for Landsskogtakseringens boniteter direkte ved hjelp av balansemassetallene i tabell 5, derved ville vi sannsynligvis fått litt større tall for bonitet 1 til 3 enn vi har i tabell 6 og 7. Forskjellen ville dog blitt liten. Videre er det ved beregningen av tabell 6 og 7 i k k e tatt hensyn til følgende forhold:

De samlede driftsutgifter (30, 50 eller 70 % av bruttoen i tabell 6 og 7) omfatter også utgifter til oppsyn og administrasjon av skogsdriften samt utgifter til skogsveier, koier etc. En ganske stor del av disse utgifter er f a s t e omkostninger (f. eks. en større del av administrasjonsomkostningene). Herav følger at disse faste omkostninger vil utgjøre et n o e m i n d r e b e l ø p p r . m³ når vi ved skogkultur oppnår en s t ø r r e produksjon enn ved naturlig besåning. Ved utregningen av tabell 6 og 7 er derimot (for enkelthets skyld) regnet med like store utgifter pr. m³ til administrasjon av driften m. v. uansett om vi bruker skogkultur eller naturlig foryngelse. Dette fører til at tallene i tabell 6 og 7 er litt for lave, og vil vanlig mer enn oppveie at vi ved utregningen av tabell 6 og 7 har brukt U istedenfor (U ÷ c) i formel 6. (Se ovenfor.)

Den framgangsmåte som er omtalt ovenfor kan også brukes når vi skal velge mellom to ulike dyre kulturmåter.

E k s e m p e l 6 .

Et felt av bonitet A skal tilplantes. Det er fare for snutebilleangrep og vi har valget mellom å vente 3 år med plantingen eller plante straks etter hogsten og foreta sprøyting mot billene.

Tømmerprisen er 20 kr. pr. m³ for sliptømmer av klasse 2 og 133 % tillegg til toppmålstabellen. Samtlige utgifter er 30 % av bruttoen (for 20 cm 15 meter). Omkostningene ved selve plantingen er 300 kr. pr. hektar, vi antar at vi ikke får offentlig bidrag og at skogeieren ikke har noe innestående kulturavgift å bruke. Rentefot = 4 %. Omløpstiden settes til 70 år når vi venter 3 år med plantingen. (Vi regner at vi da får samme produksjon som produksjonstabellene viser for 70 års alder). Hvor mye kan vi gi ut i omkostninger ved sprøyting, uten at dette blir ulønnsomt i forhold til å vente 3 år med plantingen? Vi bruker formel (6). Tabell 8 viser at U = ca. 18 200 kr. pr. hektar.

$$c = 300,\ p = 4,\ q = 3.$$

$$y = (18\,200 \div 300)\,\frac{1{,}04^3 \div 1}{1{,}04^{70} \div 1}$$

$$y = 17\,900\,\frac{0{,}125}{14\,57} = 154 \text{ kr. pr. hektar.}$$

Hvis sprøytingen kan utføres for ca. 15 kr. pr. dekar (f. eks. 5 kr. pr. dekar for hvert av de første 3 år) eller mindre, er det altså mer lønnsomt å plante straks og sprøyte, enn å vente 3 år med plantingen.

De kalkyler vi kan utføre etter formel 6 eller 7 eller ved bruk av tabell 6 eller 7, gir selvsagt bare tilnærmet riktige verdier. Jeg skulle dog anta at disse kalkyler burde være til noen hjelp ved den skjønnsmessige avgjørelse i praksis.

Vi må dog erindre at disse kalkyler er lønnsomhetskalkyler fra et strengt privatøkonomisk synspunkt. Det vil derfor ofte være hensiktsmessig også å oppsette en kalkyle over produksjonens gjennomsnittlige størrelse ved de forskjellige alternativer således som gjort i eksempel 4 og 5 foran.

Hvis det er den samfunnsøkonomiske lønnsomhet av skogkultur kontra naturlig foryngelse som skal bedømmes, k a n også dette prinsipielt gjøres ved hjelp av tilsvarende metoder. I så fall måtte man imidlertid benytte en annen rentefot og andre verdier både for inntekter av skogproduksjonen og for utgifter ved kulturen. Den rentefot vi da skulle benytte er (ofte) lavere enn den som private skogeiere vanlig må regne med. Inntektene ved skogbruket — sett ut fra samfunnets synspunkt — er betydelig større enn den private skogeiers nettoinntekt av skogen. Samfunnet får jo inntekter av skogproduksjonen bl. a. også ved virkets videre foredling. Utgiftene (både ved skogkultur og skogsdrift) er ofte lavere enn den private skogeiers utgifter til disse formål. Denne forskjell mellom de privatøkonomiske — og samfunnsmessige utgifter er særlig stor i tider med arbeidsløshet. Å ansette bestemte verdier for samfunnets rentekrav, inntekter og utgifter ved skogbruket, er oftest så vanskelig at vi for tiden neppe kan komme fram til en rimelig kalkyle over skogkulturens samfunnsmessige lønnsomhet ad denne vei. Vi kan imidlertid slå fast at skogkultur er betydelig mer lønnsom fra et samfunnsmessig synspunkt enn fra et privatøkonomisk synspunkt. Dette er vel også en av de viktigste årsaker til at det offentlige yter bidrag til skogkulturarbeider i privatskogene.

For skogeiere som selv foredler sitt virke, og som har forholdsvis kostbare foredlingsanlegg med kapasitet større enn deres egne skogers nåværende produksjon, vil også lønnsom-

heten av skogkultur være større enn det kalkylene i eksempel 3 til 5 viser. Dette skyldes at den høyere produksjon, når skogkultur benyttes, muliggjør en bedre kapasitetsutnyttelse av foredlingsanlegget.

Vi kan også her benytte tabell 6 og 7 ved lønnsomhetskalkylene, men prisen pr. m^3 bør i så fall settes noe høyere enn vanlig innkjøpspris for tømmer.

4. Overstandere over gjenvekst og ungskog.

Vi forutsetter at vi har forynget et bestand ved frøtrestilling. I løpet av foryngelsestiden vil frøtrærne — i visse tilfelle — komme i god vekst og gi en verdifull produksjon. Det kan da være fristende å beholde frøtrærne også en tid etter at gjenveksten er sikret. Spørsmålet om vi skal beholde frøtrærne, og i tilfelle hvor lenge vi skal beholde dem, er et økonomisk spørsmål. Det vi privatøkonomisk vinner ved å beholde frøtrærne som overstandere er den verdiproduksjon de gir. Denne kan være ganske stor, særlig hvis overstanderne kan leveres som godt betalte spesialsortimenter. Størrelsen av verdiproduksjonen finner vi ved å bestemme frøtrærnes nåværende masse og verdi og ved å anslå deres fremtidige vekst ut fra erfaringer under lignende forhold.

De utgifter skogeieren har ved å beholde frøtrærne som overstandere er:

A) Rentetap av frøtrærnes nåværende nettoverdi på rot.
B) Gjenvekstens utvikling blir forsinket på grunn av beskygning fra overstanderne.
C) Gjenveksten kan bli hullet og uregelmessig — i verste fall ødelagt — og gi mindre produksjon i framtiden.
D) Noen av overstanderne kan vindfelles eller skades på annen måte og tape en del av sin verdi.
E) Driftsomkostningene når overstanderne skal fjernes, kan i visse tilfelle bli store, f. eks. fordi man må være særlig forsiktig ved hogst og kjøring eller endog foreta kvisting på stående trær for å unngå altfor stor skade på ungskogen. I visse tilfelle kan den beskygging som overstanderne gir

være en fordel for gjenveksten ved å minske skader ved vårfrost, eller på grunn av at gjenveksten i visse tilfelle blir noe mer finkvistet når den vokser en tid under passe tett skjerm.

Hvert enkelt av disse momenter for tap og vinning må bedømmes i det konkrete tilfelle.

Den rentefot skogeieren regner med (eller må regne med) er p %. Overstandernes verditilvekstprosent er p_w som vi f. eks. kan finne ved hjelp av massetilvekstprosenten = p_v, kvalitetstilvekstprosenten = p_q og eventuelt dyrhetstilvekstprosenten = p_t.

Ved bedømmelse av massetilvekstprosenten bør man være oppmerksom på at formhøydetilvekstprosenten ofte er liten i forhold til grunnflatetilvekstprosenten (og endog k a n være negativ) for sterkt reagerende overstandere av gran.

Hvis p_w er lavere enn p, er det opplagt ulønnsomt for skogeieren å la frøtrærne stå etterat gjenveksten er sikret, rentetapet er da større enn verditilveksten. Hvis p_w er større enn p, vil skogeieren få et overskudd av verdiproduksjon utover rentetapet. Dette overskudd er første år:

$$\frac{W}{100} (p_w \div p)$$

W er nettoverdien på rot for frøtrærne. Hvis overstanderne blir stående m år etterat foryngelsen er sikret, finner vi det samlede overskudd f. eks. således:

Vi anslår frøtrærnes årringbredde og toppskuddlengde for de m år og beregner herav frøtrærnes verdi om m år. Denne verdi diskonteres til nåtid og fratrekkes frøtrærnes verdi nå. Differansen er nåtidsverdien av det søkte overskudd utover rentetapet ($\triangle$) (se eksempel 7).

Vi har da en viss inntekt ($\triangle$) og på den annen side har vi den ulempe at gjenveksten blir sinket en viss tid = t år og dessuten gir noe mindre produksjon ved samme alder enn den ellers ville gjøre. La oss si at verdiproduksjonen prolongert til omløpstidens slutt for den nye bestand u t e n overstandere er lik U og at vi m e d overstandere får U (1 ÷ b). En til-

nærmet løsning av lønnsomhetskalkylen kan da utføres på tilsvarende måte som vi har omtalt for kulturomkostningene (formel 7). Hvis kalkylen gjelder gran, kan vi også bruke tabell 6 og 7.

Eksempel 7.

Et bestand bonitet A er forynget med frøtrestilling av gran. Etterat gjenveksten er sikret, står det 100 frøtrær pr. hektar, diam. i gjennomsnitt 21 cm og høyde 18 meter. Masse ca. 30 m^3 og verdi på rot ca. 320 kr. pr. ha. Det er regnet med en tømmerpris (brutto) på 20 kr. pr. m^3 for sliptømmer klasse 2 og 133 % tillegg til toppmålstabellen. Driftsutgiftene er forutsatt = 50 % av brutto for 20 cm 15 meter. Skogeieren regner med forrentning etter 4 %. Hvis frøtrærne blir stående i 15 år antar vi de vil få en gjennomsnittlig årringbredde = 3 m/m og en gjennomsnittlig toppskuddlengde på 20 cm. Masse om 15 år blir da ca. 65 m^3 og verdi ca. 790 kr. pr. hektar. (Verditilvekstprosent = p_w = ca. 6,2 %.) Skogeierens overskudd utover rentetapet er da: $\triangle = \frac{790}{1{,}04^{15}} \div 320$ = ca. 439 ÷ 320 = ca. 119 kr. pr. hektar. Vi antar at gjenveksten blir forsinket ca. 5 år på grunn av overstanderne, men at verdiproduksjonen i det nye bestand ikke blir nedsatt på annen måte. Omløpstiden er 70 år, når overstandere ikke brukes. Er det privatøkonomisk lønnsomt å overholde frøtrærne som overstandere?

Tabell 6 viser at et tidstap på 5 år i dette tilfelle betyr 164 kr. pr. hektar. Skogeierens overskudd (utover rentetapet) ved å beholde overstanderne er 119 kr. pr. hektar. Det er derfor i dette eksempel ulønnsomt å beholde frøtrærne. Her er ikke tatt hensyn til de momenter som er nevnt under punkt C til E foran.

Hvis vi i dette eksempel har grunn til å anta at gjenveksten (foruten å bli forsinket i 5 år) også vil bli hullet på grunn av overstanderne, og at reduksjonen i verdiproduksjonen av denne grunn vil bli f. eks. 3 %, kan dette medtas i kalkylen således:

Tabell 7 viser at 10 % reduksjon i verdiproduksjonen (ved et tidstap på 5 år) svarer til 71 kr. pr. hektar ved omløpstidens begynnelse. I vårt tilfelle får vi $\frac{3}{10} \cdot 71 = 21$ kr. pr. hektar som skal tillegges de 164 kr. vi fant i eksempel 7. Vi har altså da at overstandernes virkning på gjenveksten utgjør ca. 164 + 21 = ca. 185 kr. pr. hektar; mens overskuddet ved overstandernes vekst bare er ca. 119 kr. pr. hektar.

For furu mangler vi tilsvarende tabeller som tabell 6 og 7. Vi kan allikevel få et visst begrep om størrelsesordenen av de tilsvarende tall for furu ved å sammenligne med grantabellene. Forutsetningene i eksempel 7 foran er sterkt skjematisert, idet vi bare har regnet med overstandernes gjennomsnittsdimensjoner. I virkeligheten vil de forskjellige dimensjoner ha ulik verditilvekst.

De momenter som først og fremst er utslagsgivende for om overstanderskogbruk er lønnsomt er:

a) Forutsetningen for lønnsomt overstanderskogbruk er intensiv drift, slik at man har mulighet for å fjerne overstanderne på kort varsel når det måtte bli nødvendig av hensyn til ungskogen.
b) Ofte er forutsetningen for et lønnsomt overstanderskogbruk at overstanderne kan vokse fram til godt betalte spesialdimensjoner.
c) De trær som settes igjen, bør vanlig ikke ha altfor store dimensjoner, samt ha god vekst og være «kvalitets»trær.
d) Forutsetningen for et lønnsomt overstanderskogbruk er oftest at marka er god, både fordi vi på de dårligere boniteter ikke kan regne med så stor tilvekstreaksjon, og fordi gjenveksten vanlig blir mer hemmet i veksten på grunn av overstanderne når boniteten er mindre god.
e) Som en praktisk regel kan vi antagelig si at frøtrærne ofte kan gjensettes som overstandere hvis deres verditilvekstprosent antas å bli vesentlig høyere enn den rentefot skogeieren må forlange, selv om de hemmer ungskogens utvikling en del. Hvis det dessuten er fare for at ung-

skogens tilvekst skal bli v a r i g nedsatt i vesentlig grad enten på grunn av overskjermingen eller på grunn av skader ved fellingen, er en overholdelse av frøtrærne som overstandere meget betenkelig.

Ser vi saken fra et samfunnsøkonomisk synspunkt, er det meget betenkelig å overholde frøtrærne som overstandere, hvis det er fare for at ungskogen i det givne tilfelle vil kunne få tilveksten v a r i g nedsatt på grunn av overstanderne. Hvis ungskogens tilvekst i k k e blir varig nedsatt på grunn av overstanderne, men blir forsinket en del år, kan overstanderskogbruket meget vel være heldig også samfunnsøkonomisk sett.

Kalkylen over dette kan prinsipielt oppsettes på samme måte som den privatøkonomiske kalkyle i eksempel 7. Forskjellen blir at vi får andre verdier for inntekter, utgifter og rentefot. Å fiksere disse størrelser som skal settes inn i den samfunnsøkonomiske kalkyle er dog for tiden så vanskelig at vi heller bør bruke en enklere, men ikke helt riktig, framgangsmåte. Vi søker å gjøre oss opp en mening om massetilveksten, når vi beholder frøtrærne som overstandere, vil bli større eller mindre (i det lange løp) i forhold til den produksjon vi kan oppnå uten overstandere.

I eksempel 7 regnet vi å oppnå en samlet tilvekst på overstanderne på 35 m^3 pr. hektar (i løpet av 15 år). Da produksjonsevnen her (bonitet A) er ca. 11 m^3 pr. hektar, vil altså i dette tilfelle den samlede masseproduksjon bli like stor med og uten overstandere hvis gjenvekstens utvikling blir forsinket 3—4 år på grunn av overstanderne.

Hvis overstanderne gir kvalitetstømmer (spesialdimensjoner) som det måtte være vesentlig større samfunnsmessig behov for enn de vanlige sortimenter, bør vi selvfølgelig søke å ta hensyn til det når vi setter opp en samfunnsmessig kalkyle. I så fall kan man samfunnsmessig sett tåle en noe større forsinkelse av ungskogens utvikling enn den som finnes ved bare å ta hensyn til masseproduksjonen.

5. Lønnsomheten ved kunstig kvisting.

Om kvisting er lønnsomt vil avhenge av bl. a.

a) Prisforskjellen mellom kvistrent og ikke kvistrent virke.
b) Trærnes veksthurtighet.
c) Rentefoten.

En kalkyle over lønnsomheten ved kvisting kan best oppsettes ved hjelp av balansemassetallene (se HOWARD GRØN 1943). Vi har imidlertid ennå bare balansemassetall for gran, mens det er furu og bjørk det vanlig blir tale om å kviste hos oss.

Nedenfor gjøres et forsøk på å oppstille kalkyleformer for kvisting. Da balansemassetall mangler for furu og bjørk, er vi nødt til å bruke en forenklet, og ikke så nøyaktig kalkylemåte som hvis balansetall foreligger.

Vi forutsetter at trærne blir kvistet opp til noe over 5 meter, således at vi kan få en 5 meters rotstokk som er kvistfri.

Diameteren i brysthøyde (innenfor bark), når kvisting foretas, setter vi til 10 cm i gjennomsnitt. Diameteren på 5 meters høyde er da ca. 7 cm. Trærne tenkes avvirket når de har en dimensjon henholdsvis 25 og 30 cm på 5 meter.

Det forutsettes at halvparten av de kvistede trær går ut (ved skader eller vanlig tynning) før de gir dimensjoner som betyr noen nevneverdig prisøkning på grunn av kvistingen, eller at overvoksningen mislykkes på en del av dem.

Den gjennomsnittlige årringbredde (i 5 meters høyde) settes til henholdsvis 0,75, 1, 1,5, 2 og 2,5 mm. Kvistingen antas å koste 10 øre pr. tre. (Hvis omkostningene er større eller mindre, kan en enkel omregning foretas.)

Hvis prisforskjellen mellom kvistrent og ikke kvistrent tømmer for en 5 meters rotstokk er nedenstående antall kr. pr. m^3 eller mer, er kunstig kvistning lønnsom etter forutsetningene ovenfor.

Gjennomsnittlig årringbredde i tiden framover	Trærne avvirkes ved en dimensjon lik					
	10 halvmeter 25 cm			10 halvmeter 30 cm		
	Forrentning etter			Forrentning etter		
	3 %	4 %	5%	3 %	4 %	5 %
m/m	kr/m³	kr/m³	kr/m³	kr/m³	kr/m³	kr/m³
0,75	24,27	77,39	244,00			
1	10,00	23,86	56,45	14,90	45,25	136,00
1,5	4,12	7,36	13,06	4,80	10,08	21,00
2	2,64	4,08	6,28	2,72	4,75	8,23
2,5	2,03	2,87	4,05	1,94	3,02	4,69

Eksempel 8.

Finértømmer av furu betales med 13 kr. mer pr. m³ enn vanlig skurtømmer av furu, når vi sammenlikner stokker som holder 10 halvmeter 25 cm topp. Kvisting kan utføres for en omkostning lik 7 øre pr. tre (ca. 10 cm·s brysthøydediam.). Den gjennomsnittlige årringbredde i tiden fra kvisting skjer og inntil trærne når 10 halvmeter 25 cm anslås til 1 mm pr. år. Vi regner med forrentning etter 4 %. Er kvisting lønnsom?

Tabellen foran viser at om kvisting kostet 10 øre pr. tre måtte vi ha en prisforskjell i vårt eksempel på 23,86 kr. pr. m³. For en omkostning ved kvisting på 7 øre pr. tre, får vi: $23{,}86 \cdot \frac{7}{10} =$ ca. 16,70 kr. pr. m³. Kvisting er altså her ikke lønnsom. Hvis vi i eksemplet derimot kunne forutsette noe bedre vekst, f. eks. 1,2 mm pr. år, eller mer, ville kvisting vært lønnsom i dette tilfelle. Tabellen viser at veksthurtigheten spiller en meget stor rolle for kvistingens lønnsomhet.

Tabellen viser derfor også indirekte at en forholdsvis sterk tynning må være lønnsom i oppkvistede bestand.

Når vi anslår den framtidige årringbredde, og regner med at bestandet blir sterkt tynnet for å påskynne veksten, må vi dog være oppmerksom på at denne sterke tynning antagelig nedsetter den samlede massetilvekst noe. Vi bør derfor i dette tilfelle for sikkerhets skyld regne at noe større prisforskjell enn hva tabellen viser mellom kvistrent og ikke kvistrent virke er nødvendig.

Ofte vil det kunne bli tale om å kviste opp andre dimensjoner enn forutsatt i tabellen (7 cm på 5 meter) eller kvistingen kan utføres til annen høyde eller i 2 omganger.

I så fall kan tabellen ikke brukes direkte, men kan kanskje tjene som et utgangspunkt ved overveielsene om lønnsomheten. Den nåværende prisforskjell mellom finértømmer og vanlig skurtømmer av furu er ca. 13 kr. pr. m^3 for 10 halvmeter 25 cm og 19—20 kr. pr. m^3 for 10 halvmeter 30 cm.

Hvorvidt prisforskjellen i fremtiden vil bli av samme størrelse er vanskelig å uttale seg om. Dette vil avhenge bl. a. av det fremtidige tilbud av kvistrent virke.

Tross denne usikkerhet synes tabellen å vise at kvisting må være privatøkonomisk lønnsom når den gjennomsnittlige årringbredde er 1,5 mm eller mer under forutsetning av at rentefoten ikke er over 4 %.

Sett fra et samfunnsøkonomisk synspunkt bør kvisting være enn mer lønnsom enn fra privatøkonomisk standpunkt.

De kalkyler som er omtalt foran, kan bare gi et nokså ufullstendig svar på de spørsmål vi ønsker belyst.

Dette skyldes dels mangler ved selve kalkyleteknikken og dels mangler ved de produksjonsundersøkelser som kalkylene og hjelpetabellene bygger på.

Etter hvert som disse forhold bedres, ved fortsatte produksjonsundersøkelser og ved en mer hensiktsmessig utforming av kalkyleteknikken, vil foranstående hjelpetabeller m. v. måtte endres.

Tross alle de mangler hjelpetabellene har, vil de dog forhåpentlig være til noen nytte inntil sikrere erfaringstall foreligger.

LITTERATURFORTEGNELSE

Eide, Erling og *Langsæter, A.:* Produksjonsundersøkelser i granskog. Medd. f. Det norske Skogforsøksvesen nr. 26 1941.
Howard Grøn, A.: Bidrag til den almindelige Skovøkonomis Teori. København 1931.
— Skovøkonomiske Betraktninger. Skogsvårdsför. Tidsskrift 1938.
— Balanse- og Ventemassetabeller for Rødgran og Bøg. Dansk Skovforenings Tidsskrift 1942.
— Skovbrugets Driftsøkonomi. København 1943.
— Skovvurderingslære. København 1944.
Ilvessalo, Yrjø: Ertragstafeln für die Kiefern-, Fichten- und Birkenbestände in der Südhälfte von Finnland. Acta Forestalia Fennica. 1920.
— Growth of natural normal stands in central North-Suomi. Medd. från Forstliga Forskningsanstalten i Finnland. B. 24. 1937/38.
Langsæter, A.: Prisforholdet mellom dimensjonene og kvalitetstilvekst i granskog. Glomma. Medd. f. Det norske Skogforsøksvesen nr. 23. 1939.
— Skogen i Østfold, Akershus og Hedmark. Oslo 1944.
Mattson, Mårn L.: Skogsekonomiska studier. Skogsvårdsför. Tidskrift 1927 og 1928.
Petrini, Sven: Skogsuppskattning och skogsekonomi. Stockholm 1937.
Streyffert, Th.: Den skogsekonomiska teorien. Stockholm 1938.

Tabell 1.

Normal masse, tilvekst m. v. for Landsskogtakseringens boniteter. Pr. hektar innenfor bark.

Bonitet 1.

Alder år	Stående masse mellom tynningene m³	Uttatt m³	Total-produksjon m³	Middel-tilvekst m³	Løpende tilvekst m³
10	4	—	4		
					2,7
20	31	8	31		8,7
30	110	40	118		14,7
40	217	75	265		14,7
50	289	99	412	8,2	12,6
60	316	94	538	9,0	10,5
70	327	87	643	9,2	9,0
80	330	79	733	9,2	7,9
90	330		812	9,0	

Bonitet 2.

10	2	—	2		1,6
20	18	—	18		4,1
30	59	13	59		8,6
40	132	34	145		10,5
50	203	56	250	5,0	10,0
60	247	69	350	5,8	8,9
70	267	68	439	6,3	7,6
80	275	64	515	6,4	6,9
90	280	61	584	6,5	6,1
100	280		645	6,4	

Tabell 1 (forts.). Bonitet 3.

Alder år	Stående masse mellom tynningene m³	Uttatt m³	Total-produksjon m³	Middel-tilvekst m³	Løpende tilvekst m³
20	9		9		
		—			2,2
30	31		31		
		4			4,5
40	72		76		
		17			6,3
50	118		139		
		27			7,0
60	161		209	3,5	
		36			6,3
70	188		272	3,9	
		43			5,7
80	202		329	4,1	
		44			5,4
90	212		383	4,3	
		42			4,8
100	218		431	4,3	
		40			4,2
110	220		473	4,3	
		39			3,9
120	220		512	4,3	

Bonitet 4.

20	4		4		
		—			1,2
30	16		16		
		1			2,3
40	38		39		
		9			3,5
50	64		74		
		14			4,2
60	92		116		
		20			4,3
70	115		159	2,3	
		23			3,8
80	130		197	2,5	
		26			3,6
90	140		233	2,6	
		28			3,4
100	146		267	2,7	
		28			3,0
110	148		297	2,7	
		25			2,7
120	150		324	2,7	
		24			2,4
130	150		348	2,7	

Tabell 1 (forts.).

Bonitet 5.

Alder år	Stående masse mellom tynningene m³	Uttatt m³	Total-produksjon m³	Middel-tilvekst m³	Løpende tilvekst m³
30	9		9		
		—			1,3
40	22		22		
		4			2,2
50	40		44		
		10			2,3
60	53		67		
		14			2,4
70	63		91	1,3	
		16			2,2
80	69		113	1,4	
		17			2,1
90	73		134	1,5	
		17			2,0
100	76		154	1,5	
		17			2,0
110	79		174	1,6	
		16			1,7
120	80		191	1,6	
		16			1,6
130	80		207	1,6	
		15			1,5
140	80		222	1,6	
		13			1,3
150	80		235	1,6	

Tabell 2.

Balansemassetall for gran (pr. hektar).

Tynningsgrad I.

Bonitet A.

D 1,3 med bark cm	p = 3 %				p = 4 %				p = 5 %			
	Hogstmodenhetsalder i år											
	50	60	70	80	50	60	70	80	50	60	70	80
0— 5	0,57	0,52	0,50	0,48	0,37	0,35	0,34	0,33	0,26	0,25	0,24	0,24
5—10	10,02	9,14	8,61	8,30	6,36	5,93	5,70	5,58	4,27	4,05	3,94	3,89
10—15	30,57	25,34	23,41	22,50	18,35	15,57	14,69	14,34	11,64	10,07	9,65	9,50
15—20	52,37	37,07	30,85	28,29	29,85	21,06	17,91	16,80	17,94	12,60	10,92	10,40
20—25	48,53	44,82	34,02	27,35	27,16	23,96	18,00	14,79	16,01	13,46	10,02	8,40
25—30	22,94	34,07	34,00	26,86	12,74	17,72	16,75	12,91	7,45	9,66	8,65	6,52
30—35	2,98	12,78	21,23	24,10	1,66	6,56	10,13	10,75	0,96	3,53	5,04	4,99
35—40		2,00	5,92	11,45		1,02	2,81	5,03		0,55	1,39	2,30
40—			0,35	1,57			0,17	0,69			0,08	0,31
Sum	167,98	165,74	158,89	150,90	96,49	92,17	86,50	81,22	58,53	54,17	49,93	46,55

Bonitet B.

D 1,3 med bark cm	p = 3 %				p = 4 %				p = 5 %			
	Hogstmodenhetsalder i år											
	60	70	80	90	60	70	80	90	60	70	80	90
0— 5	0,60	0,57	0,55	0,53	0,39	0,38	0,37	0,36	0,27	0,26	0,26	0,25
5—10	8,52	7,97	7,65	7,45	5,32	5,08	4,95	4,88	3,50	3,38	3,33	3,30
10—15	21,61	18,73	17,57	17,01	12,52	11,08	10,60	10,39	7,64	6,89	6,67	6,59
15—20	33,96	25,18	21,36	19,57	18,22	13,46	11,62	10,88	10,28	7,57	6,64	6,31
20—25	32,21	29,13	22,90	18,72	16,85	14,52	11,21	9,28	9,21	7,56	5,75	4,82
25—30	15,65	20,51	21,06	18,14	8,06	9,87	9,54	7,90	4,36	4,96	4,51	3,60
30—35	1,96	7,16	10,77	12,60	1,00	3,40	4,73	5,14	0,54	1,68	2,16	2,18
35—40		0,66	2,33	4,56		0,31	1,02	1,83		0,16	0,46	0,76
40—			0,11	0,40			0,05	0,16			0,02	0,07
Sum	114,51	109,91	104,30	98,98	62,36	58,10	54,09	50,82	35,80	32,46	29,80	27,88

Tabell 2 (forts.).

Bonitet C.

D 1,3 med bark cm	p = 3 %				p = 4 %				p = 5 %			
	Hogstmodenhetsalder i år											
	60	70	80	100	60	70	80	100	60	70	80	100
0— 5	0,68	0,64	0,62	0,59	0,42	0,41	0,40	0,39	0,28	0,27	0,27	0,26
5—10	7,81	7,07	6,73	6,40	4,59	4,24	4,10	3,99	2,85	2,66	2,61	2,56
10—15	20,73	15,19	13,36	12,27	11,23	8,28	7,43	7,01	6,41	4,75	4,32	4,16
15—20	27,48	21,82	16,54	12,73	14,31	10,84	8,15	6,47	7,82	5,66	4,21	3,44
20—25	14,88	18,52	17,55	11,82	7,67	8,93	8,00	5,22	4,14	4,49	3,81	2,43
25—30	2,34	8,08	10,81	10,52	1,20	3,85	4,78	4,13	0,64	1,91	2,20	1,69
30—35		0,68	3,04	5,98		0,32	1,33	2,22		0,16	0,60	0,85
35—40			0,15	1,69			0,06	0,62			0,03	0,24
40—				0,13				0,05				0,02
Sum	73,92	72,00	68,80	62,13	39,42	36,87	34,25	30,10	22,14	19,90	18,05	15,65

Bonitet D.

D 1,3 med bark cm	p = 3 %				p = 4 %				p = 5 %			
	Hogstmodenhetsalder i år											
	80	100	110	120	80	100	110	120	80	100	110	120
0— 5	1,04	0,99	0,98	0,97	0,66	0,64	0,64	0,63	0,43	0,42	0,42	0,42
5—10	5,72	5,38	5,30	5,25	3,33	3,21	3,18	3,17	2,03	1,98	1,98	1,97
10—15	8,96	7,30	7,09	6,98	4,52	3,81	3,74	3,72	2,40	2,08	2,06	2,05
15—20	12,05	7,45	6,66	6,27	5,48	3,33	3,02	2,89	2,60	1,56	1,44	1,39
20—25	9,08	7,76	6,34	5,34	4,02	3,08	2,47	2,10	1,85	1,27	1,01	0,87
25—30	3,27	5,47	5,33	4,68	1,43	2,05	1,88	1,57	0,65	0,80	0,69	0,55
30—35	0,09	1,94	2,57	2,87	0,04	0,71	0,87	0,90	0,02	0,27	0,30	0,29
35—40		0,29	0,59	0,96		0,11	0,20	0,30		0,04	0,07	0,09
40—			0,03	0,08			0,02	0,02				0,01
Sum	40,21	36,58	34,89	33,40	19,48	16,94	16,02	15,30	9,98	8,42	7,97	7,64

Tabell 2 (forts)..

Bonitet E.

D 1,3 med bark cm	p = 3 %				p = 4 %				p = 5 %			
	Hogstmodenhetsalder i år											
	80	100	120	130	80	100	120	130	80	100	120	130
0— 5	0,32	0,30	0,30	0,29	0,18	0,17	0,17	0,17	0,10	0,10	0,10	0,10
5—10	2,63	2,34	2,26	2,25	1,35	1,24	1,22	1,21	0,73	0,68	0,68	0,68
10—15	5,85	3,70	3,41	3,36	2,71	1,73	1,63	1,62	1,31	0,85	0,81	0,81
15—20	6,67	4,35	3,17	2,98	2,95	1,76	1,30	1,24	1,36	0,74	0,56	0,54
20—25	3,02	4,18	3,02	2,53	1,32	1,59	1,07	0,90	0,60	0,62	0,39	0,34
25—30	0,33	2,18	2,41	2,13	0,15	0,81	0,77	0,65	0,07	0,31	0,26	0,20
30—35		0,37	1,12	1,30		0,13	0,34	0,37		0,05	0,11	0,11
35—40			0,25	0,41			0,08	0,11			0,02	0,03
40—				0,03				0,01				
Sum	18,82	17,42	15,94	15,28	8,66	7,43	6,58	6,28	4,17	3,35	2,93	2,81

Tabell 3.

Balansemassetall for gran (pr. hektar).

Tynningsgrad II.

Bonitet A.

D 1,3 med bark cm	p = 3 %				p = 4 %				p = 5 %			
	Hogstmodenhetsalder i år											
	50	60	70	80	50	60	70	80	50	60	70	80
0— 5	0,57	0,53	0,50	0,48	0,37	0,35	0,34	0,33	0,26	0,25	0,24	0,24
5—10	10,34	9,46	8,98	8,65	6,60	6,17	5,96	5,83	4,44	4,22	4,13	4,07
10—15	30,07	25,86	24,20	23,33	18,20	16,02	15,29	14,96	11,63	10,43	10,09	9,96
15—20	48,53	35,72	30,72	29,19	27,82	20,58	18,14	17,54	16,83	12,49	11,23	10,98
20—25	48,75	41,44	31,38	26,47	27,34	22,41	17,08	14,83	16,16	12,75	9,77	8,68
25—30	25,25	34,19	30,90	22,65	14,03	17,85	15,47	11,37	8,20	9,77	8,11	5,99
30—35	3,62	14,71	22,72	22,69	2,01	7,56	10,90	10,29	1,17	4,07	5,46	4,87
35—40		2,72	8,52	15,60		1,40	4,05	6,88		0,75	2,01	3,16
40—		0,06	0,79	3,13		0,03	0,37	1,37		0,02	0,18	0,62
Sum	167,13	164,69	158,71	152,19	96,37	92,37	87,60	83,40	58,69	54,75	51,22	48,57

Bonitet B.

D 1,3 med bark cm	p = 3 %				p = 4 %				p = 5 %			
	Hogstmodenhetsalder i år											
	60	70	80	90	60	70	80	90	60	70	80	90
0— 5	0,65	0,62	0,60	0,58	0,43	0,41	0,40	0,40	0,29	0,29	0,28	0,28
5—10	8,87	8,33	8,02	7,81	5,58	5,34	5,22	5,14	3,69	3,58	3,53	3,50
10—15	21,26	18,95	17,98	17,49	12,44	11,33	10,94	10,77	7,67	7,10	6,94	6,88
15—20	31,54	24,21	21,17	20,03	17,07	13,17	11,77	11,32	9,72	7,53	6,85	6,66
20—25	31,59	27,07	21,15	17,91	16,53	13,62	10,62	9,20	9,08	7,19	5,61	4,95
25—30	16,84	21,10	19,80	15,44	8,69	10,20	9,11	7,00	4,70	5,15	4,37	3,33
30—35	2,95	8,25	12,08	13,57	1,51	3,92	5,33	5,60	0,81	1,94	2,44	2,40
35—40	0,03	1,35	3,87	6,73	0,01	0,64	1,69	2,72	0,01	0,32	0,77	1,14
40—			0,31	1,04			0,14	0,42			0,06	0,17
Sum	113,73	109,88	104,98	100,60	62,26	58,63	55,22	52,57	35,97	33,10	30,85	29,31

Tabell 3 (forts.).

Bonitet C.

D 1,3 med bark cm	p = 3 %				p = 4 %				p = 5 %			
	Hogstmodenhetsalder i år											
	60	70	80	100	60	70	80	100	60	70	80	100
0— 5	0,77	0,73	0,71	0,67	0,48	0,47	0,46	0,45	0,32	0,31	0,30	0,30
5—10	8,23	7,56	7,23	6,89	4,89	4,58	4,45	4,34	3,04	2,88	2,83	2,79
10—15	19,62	14,88	13,52	12,65	10,74	8,24	7,63	7,32	6,17	4,78	4,49	4,37
15—20	26,09	19,84	15,54	12,78	13,62	9,97	7,81	6,65	7,46	5,25	4,12	3,60
20—25	15,66	18,57	16,63	11,13	8,08	8,99	7,69	5,16	4,37	4,55	3,72	2,51
25—30	3,34	9,22	11,40	9,65	1,71	4,39	5,07	3,91	0,91	2,19	2,34	1,66
30—35	0,04	1,42	3,97	7,15	0,02	0,68	1,73	2,68	0,01	0,33	0,79	1,04
35—40			0,47	2,82			0,21	1,04			0,09	0,40
40—				0,32				0,12				0,05
Sum	73,75	72,22	69,47	64,06	39,54	37,32	35,05	31,67	22,28	20,29	18,68	16,72

Bonitet D.

D 1,3 med bark cm	p = 3 %				p = 4 %				p = 5 %			
	Hogstmodenhetsalder i år											
	80	100	110	120	80	100	110	120	80	100	110	120
0— 5	1,04	0,99	0,98	0,97	0,65	0,64	0,63	0,63	0,43	0,42	0,42	0,42
5—10	5,70	5,39	5,32	5,27	3,34	3,23	3,21	3,20	2,05	2,01	2,00	2,00
10—15	8,44	7,28	7,13	7,05	4,34	3,86	3,82	3,81	2,34	2,14	2,13	2,12
15—20	10,78	7,11	6,56	6,37	4,96	3,28	3,09	3,03	2,38	1,58	1,51	1,49
20—25	9,22	7,11	5,82	5,11	4,10	2,91	2,39	2,15	1,90	1,25	1,03	0,95
25—30	4,08	5,81	5,19	4,12	1,79	2,21	1,88	1,47	0,82	0,87	0,71	0,55
30—35	0,45	2,62	3,29	3,49	0,20	0,97	1,12	1,10	0,09	0,37	0,39	0,36
35—40		0,50	1,10	1,69		0,18	0,37	0,52		0,07	0,13	0,17
40—			0,07	0,24			0,02	0,07			0,01	0,02
Sum	39,71	36,81	35,46	34,31	19,38	17,28	16,53	15,98	10,01	8,71	8,33	8,08

Tabell 3 (forts.).

Bonitet E.

D 1,3 med bark cm	p = 3 %				p = 4 %				p = 5 %			
	Hogstmodenhetsalder i år											
	80	100	120	130	80	100	120	130	80	100	120	130
0— 5	0,32	0,30	0,29	0,29	0,18	0,17	0,17	0,17	0,10	0,10	0,10	0,10
5—10	2,60	2,35	2,28	2,27	1,34	1,25	1,23	1,23	0,73	0,69	0,68	0,68
10—15	5,58	3,75	3,53	3,50	2,60	1,78	1,71	1,70	1,26	0,88	0,86	0,85
15—20	6,57	4,11	3,19	3,07	2,91	1,70	1,35	1,32	1,34	0,73	0,60	0,59
20—25	3,27	4,11	2,80	2,43	1,44	1,57	1,03	0,91	0,66	0,63	0,40	0,36
25—30	0,39	2,39	2,42	1,96	0,17	0,89	0,79	0,62	0,08	0,34	0,27	0,21
30—35		0,58	1,41	1,57		0,21	0,44	0,45		0,08	0,14	0,13
35—40		0,02	0,44	0,69		0,01	0,14	0,19			0,04	0,06
40—			0,04	0,09			0,01	0,03				0,01
Sum	18,73	17,61	16,40	15,87	8,64	7,58	6,87	6,62	4,17	3,45	3,09	2,99

Tabell 4.

Balansemassetall for gran (pr. hektar).

Tynningsgrad III.

Bonitet A.

D 1,3 med bark cm	p = 3 %				p = 4 %				p = 5 %			
	Hogstmodenhetsalder i år											
	50	60	70	80	50	60	70	80	50	60	70	80
0— 5	0,56	0,52	0,50	0,48	0,37	0,35	0,34	0,33	0,26	0,25	0,24	0,24
5—10	10,02	9,11	8,63	8,31	6,36	5,92	5,71	5,58	4,26	4,04	3,94	3,89
10—15	30,45	25,46	23,64	22,75	18,29	15,63	14,82	14,48	11,61	10,11	9,73	9,59
15—20	52,17	37,11	31,33	29,45	29,74	21,11	18,23	17,45	17,87	12,64	11,12	10,78
20—25	48,89	44,25	33,53	27,59	27,36	23,68	17,88	15,11	16,13	13,33	10,04	8,66
25—30	23,49	34,34	33,11	23,65	13,05	17,87	16,43	11,67	7,63	9,76	8,54	6,03
30—35	2,69	13,04	21,20	24,08	1,49	6,70	10,15	10,85	0,87	3,61	5,07	5,09
35—40		2,07	7,08	14,13		1,06	3,36	6,27		0,57	1,66	2,89
40—			0,52	2,71			0,25	1,21			0,12	0,56
Sum	168,27	165,90	159,54	153,15	96,66	92,32	87,17	82,95	58,63	54,31	50,46	47,73

Bonitet B.

D 1,3 med bark cm	p = 3 %				p = 4 %				p = 5 %			
	Hogstmodenhetsalder i år											
	60	70	80	90	60	70	80	90	60	70	80	90
0— 5	0,60	0,57	0,55	0,53	0,39	0,38	0,37	0,36	0,27	0,26	0,26	0,25
5—10	8,52	7,98	7,67	7,48	5,32	5,08	4,96	4,89	3,50	3,38	3,34	3,31
10—15	21,62	18,86	17,80	17,30	12,52	11,15	10,72	10,54	7,65	6,93	6,74	6,68
15—20	33,95	25,37	21,85	20,49	18,21	13,58	11,92	11,38	10,27	7,64	6,82	6,59
20—25	32,09	28,90	22,57	19,01	16,79	14,44	11,18	9,60	9,19	7,54	5,78	5,05
25—30	15,85	20,62	20,55	16,66	8,17	9,93	9,38	7,46	4,41	5,00	4,47	3,49
30—35	1,95	7,14	11,23	13,17	1,00	3,39	4,94	5,42	0,54	1,68	2,26	2,31
35—40		0,88	3,03	5,87		0,42	1,32	2,37		0,21	0,60	0,99
40—			0,21	0,81			0,09	0,33			0,04	0,14
Sum	114,58	110,32	105,46	101,32	62,40	58,37	54,88	52,35	35,83	32,64	30,31	28,81

Tabell 4 (forts.).

Bonitet C.

D 1,3 med bark cm	p = 3 %				p = 4 %				p = 5 %			
	Hogstmodenhetsalder i år											
	60	70	80	100	60	70	80	100	60	70	80	100
0— 5	0,68	0,64	0,62	0,59	0,42	0,41	0,40	0,39	0,28	0,27	0,27	0,26
5—10	7,81	7,07	6,74	6,41	4,59	4,24	4,11	4,00	2,85	2,66	2,61	2,57
10—15	20,73	15,19	13,46	12,45	11,23	8,28	7,47	7,10	6,41	4,75	4,35	4,20
15—20	27,48	21,83	16,58	13,19	14,31	10,86	8,18	6,71	7,82	5,66	4,23	3,57
20—25	14,88	18,52	17,38	11,75	7,67	8,92	7,94	5,29	4,14	4,49	3,79	2,50
25—30	2,34	8,14	10,92	10,10	1,20	3,88	4,83	4,03	0,64	1,93	2,23	1,68
30—35		0,75	3,13	6,44		0,35	1,37	2,40		0,18	0,62	0,93
35—40			0,21	2,31			0,09	0,85			0,04	0,32
40—				0,21				0,08				0,03
Sum	73,92	72,14	69,04	63,45	39,42	36,94	34,39	30,85	22,14	19,94	18,14	16,06

Bonitet D.

D 1,3 med bark cm	p = 3 %				p = 4 %				p = 5 %			
	Hogstmodenhetsalder i år											
	80	100	110	120	80	100	110	120	80	100	110	120
0— 5	1,04	0,99	0,98	0,97	0,66	0,64	0,64	0,63	0,43	0,42	0,42	0,42
5—10	5,72	5,39	5,31	5,26	3,33	3,21	3,19	3,18	2,03	1,99	1,98	1,98
10—15	8,94	7,39	7,21	7,13	4,51	3,85	3,80	3,78	2,40	2,10	2,08	2,08
15—20	12,02	7,53	6,88	6,63	5,47	3,38	3,14	3,06	2,59	1,59	1,50	1,47
20—25	9,08	7,57	6,18	5,40	4,02	3,03	2,46	2,19	1,85	1,26	1,03	0,93
25—30	3,27	5,59	5,24	4,26	1,43	2,11	1,87	1,49	0,65	0,82	0,69	0,54
30—35	0,14	2,13	2,93	3,32	0,06	0,79	0,99	1,05	0,03	0,30	0,35	0,34
35—40		0,36	0,85	1,47		0,13	0,29	0,45		0,05	0,10	0,14
40—			0,07	0,19			0,02	0,06			0,01	0,02
Sum	40,21	36,95	35,65	34,63	19,48	17,14	16,40	15,89	9,98	8,53	8,16	7,92

Tabell 4 (forts.).

Bonitet E.

D 1,3 med bark cm	p = 3 %				p = 4 %				p = 5 %			
	Hogstmodenhetsalder i år											
	80	100	120	130	80	100	120	130	80	100	120	130
0— 5	0,32	0,30	0,30	0,29	0,18	0,17	0,17	0,17	0,10	0,10	0,10	0,10
5—10	2,63	2,34	2,27	2,25	1,35	1,24	1,22	1,22	0,73	0,68	0,68	0,68
10—15	5,85	3,71	3,42	3,40	2,71	1,74	1,64	1,63	1,31	0,85	0,82	0,81
15—20	6,67	4,33	3,21	3,08	2,95	1,75	1,32	1,28	1,36	0,74	0,57	0,55
20—25	3,02	4,17	2,93	2,51	1,32	1,58	1,05	0,91	0,60	0,62	0,39	0,35
25—30	0,33	2,22	2,44	2,03	0,15	0,82	0,78	0,64	0,07	0,32	0,26	0,21
30—35		0,37	1,26	1,49		0,14	0,39	0,43		0,05	0,12	0,13
35—40			0,32	0,61			0,10	0,17			0,03	0,05
40—			0,02	0,06			0,01	0,02				0,01
Sum	18,82	17,44	16,17	15,72	8,66	7,44	6,68	6,47	4,17	3,36	2,97	2,89

Tabell 5.

Balansemassetall for gran (pr. hektar).

Etter Landsskogtakseringens boniteter.

Bonitet 1.

D 1,3 med bark cm	p = 3 %			p = 4 %			p = 5 %		
	Hogstmodenhetsalder i år								
	60	70	80	60	70	80	60	70	80
0— 5	0,61	0,58	0,56	0,40	0,39	0,38	0,28	0,27	0,27
5—10	9,07	8,56	8,24	5,78	5,55	5,43	3,87	3,77	3,72
10—15	22,85	20,77	19,83	13,68	12,70	12,33	8,63	8,14	7,99
15—20	32,99	26,46	23,95	18,29	14,89	13,77	10,67	8,81	8,28
20—25	35,00	28,56	22,99	18,57	14,82	12,08	10,35	8,08	6,67
25—30	22,85	24,49	20,79	11,86	12,02	9,89	6,46	6,17	4,93
30—35	7,02	13,26	15,75	3,60	6,34	7,05	1,93	3,16	3,28
35—40	0,96	3,83	7,93	0,49	1,82	3,49	0,27	0,91	1,60
40—	0,02	0,27	1,29	0,01	0,13	0,57	0,01	0,06	0,25
Sum	131,37	126,78	121,33	72,68	68,66	64,99	42,47	39,37	36,99

Bonitet 2.

D 1,3 med bark cm	p = 3 %			p = 4 %			p = 5 %		
	Hogstmodenhetsalder i år								
	70	80	90	70	80	90	70	80	90
0— 5	0,71	0,69	0,66	0,46	0,45	0,44	0,31	0,30	0,30
5—10	7,70	7,38	7,17	4,72	4,59	4,52	3,01	2,96	2,93
10—15	15,62	14,33	13,75	8,80	8,23	8,01	5,20	4,94	4,85
15—20	20,63	16,53	14,78	10,55	8,53	7,75	5,66	4,62	4,26
20—25	20,12	17,45	14,10	9,83	8,22	6,62	5,03	4,06	3,27
25—30	11,38	12,93	12,30	5,45	5,80	5,24	2,73	2,71	2,33
30—35	2,66	5,44	7,42	1,27	2,38	3,02	0,62	1,09	1,27
35—40	0,25	1,09	2,39	0,12	0,48	0,96	0,06	0,21	0,40
40—		0,06	0,25		0,03	0,10		0,01	0,04
Sum	79,07	75,9	72,82	41,20	38,71	36,66	22,62	20,90	19,65

Tabell 5 (forts.).

Bonitet 3.

D 1,3 med bark cm	p = 3 %			p = 4 %			p = 5 %		
	Hogstmodenhetsalder i år								
	80	90	100	80	90	100	80	90	100
0— 5	0,99	0,96	0,94	0,62	0,62	0,61	0,41	0,41	0,40
5—10	5,93	5,74	5,62	3,51	3,44	3,40	2,17	2,14	2,13
10—15	9,20	8,41	8,09	4,83	4,49	4,38	2,66	2,51	2,47
15—20	11,49	9,08	7,96	5,39	4,25	3,79	2,64	2,09	1,88
20—25	10,33	9,43	7,71	4,64	4,04	3,25	2,17	1,80	1,44
25—30	5,18	6,40	6,39	2,28	2,62	2,47	1,05	1,12	0,99
30—35	0,98	2,28	3,30	0,43	0,92	1,23	0,20	0,38	0,47
35—40	0,07	0,27	0,85	0,03	0,10	0,31	0,01	0,04	0,12
40—		0,01	0,05		0,01	0,02			0,01
Sum	44,17	42,58	40,91	21,73	20,49	19,46	11,31	10,49	9,91

Tabell 6.

Nødvendig nedgang i kulturomkostning pr. hektar for at en billigere foryngelsesmåte (f. eks. naturlig besåning) med samme verdiproduksjon skal være økonomisk lønnsom. Bruttopris 20 kr. pr. m³ for sliptømmer kl. 2 og 133 % tillegg til toppmålstabellen for Glomma. Gran. Tynningsgrad I. Tidstap ved den billigere kultur = t = 5,10 eller 20 år.

Forrentningsprosent = 3 %.

Bonitet	Omløpstid ved kultur = n	Tidstap = t = 5 år			t = 10 år			t = 20 år		
		Utgifter for 20 cm 15 m i % av brutto			Utgifter for 20 cm 15 m i % av brutto			Utgifter for 20 cm 15 m i % av brutto		
		70 % kr.	50 % kr.	30 % kr.	70 % kr.	50 % kr.	30 % kr.	70 % kr.	50 % kr.	30 % kr.
A	70	160	241	326	297	449	607	518	783	1058
	80	154	231	312	287	431	581	500	752	1013
B	70	97	152	210	180	283	391	315	494	682
	80	94	147	202	176	273	376	306	476	655
	90	90	140	192	168	260	357	293	454	623
C	80	53	86	122	98	160	226	171	279	395
	90	51	83	117	96	155	218	167	270	379
	100	49	79	111	91	147	207	159	256	360
D	80	22	40	58	41	75	109	71	130	190
	100	22	39	55	42	72	103	72	126	179
	120	20	35	50	38	66	93	66	114	163
E	90	8	16	25	15	30	46	25	52	80
	110	8	16	23	15	29	43	26	50	75
	130	7	14	21	14	26	39	24	46	68
Landsskogtakseringens boniteter:										
1	70	110	170	230	200	320	430	350	550	750
2	90	50	80	120	100	160	230	170	270	390
3	100	20	40	60	50	80	110	80	130	190

Tabell 6 (forts.).

Forrentningsprosent = 4 %.

Bonitet	Omløpstid ved kultur = n	Tidstap = t = 5 år			t = 10 år			t = 20 år		
		Utgifter for 20 cm 15 m i % av brutto			Utgifter for 20 cm 15 m i % a brutto			Utgifter for 20 cm 15 m i % av brutto		
		70 % kr.	50 % kr.	30 % kr.	70 % kr.	50 % kr.	30 % kr.	70 % kr.	50 % kr.	30 % kr.
A	70	107	164	223	195	298	406	326	499	681
	80	100	153	209	182	279	380	305	467	637
B	70	63	100	140	115	182	254	192	305	426
	80	59	93	129	107	169	236	179	283	395
	90	55	87	121	100	158	221	167	265	370
C	80	32	53	75	58	96	137	97	161	230
	90	30	49	70	54	89	128	90	149	214
	100	27	45	65	49	82	118	83	138	198
D	80	12	23	34	23	43	62	38	71	104
	100	12	21	30	21	38	55	35	64	92
	120	10	18	26	18	33	47	30	55	80
E	90	4	8	13	7	15	24	12	26	40
	110	4	7	11	7	14	21	11	23	35
	130	3	6	10	6	12	18	10	20	30
Landsskogtakseringens boniteter:										
1	70	70	110	150	130	200	280	220	340	470
2	90	30	50	70	60	90	130	90	150	220
3	100	12	20	30	20	40	60	40	70	100

Tabell 6 (fortsatt).

Forrentningsprosent = 5 %.

Bonitet	Omløpstid ved kultur = n	Tidstap = t = 5 år			t = 10 år			t = 20 år		
		Utgifter for 20 cm 15 m i % av brutto			Utgifter for 20 cm 15 m i % av brutto			Utgifter for 20 cm 15 m i % av brutto		
		70 % kr.	50 % kr.	30 % kr.	70 % kr.	50 % kr.	30 % kr.	70 % kr.	50 % kr.	30 % kr.
A	70	71	110	151	126	196	270	203	316	435
	80	65	101	140	115	180	249	186	291	402
B	70	40	65	92	72	117	164	116	188	265
	80	36	59	83	65	105	148	104	169	239
	90	33	54	77	59	97	137	96	156	221
C	80	19	32	46	33	56	82	53	91	132
	90	17	28	41	30	50	74	48	81	119
	100	15	26	38	27	46	68	43	75	110
D	80	7	14	20	13	24	36	20	39	57
	100	6	11	16	11	20	29	17	32	47
	120	5	9	14	9	17	25	14	27	40
E	90	2	4	7	4	8	12	6	13	20
	110	2	4	6	3	7	10	5	11	16
	130	1	3	4	2	5	8	4	8	13
Landsskogtakseringens boniteter:										
1	70	50	70	100	80	130	180	130	210	290
2	90	17	30	40	30	50	80	50	80	120
3	100	6	11	17	11	20	30	18	30	50

Tabell 7.

Nødvendig nedgang i kulturomkostningen pr. hektar for at en billigere foryngelsesmåte (f. eks. naturlig besåning) som gir 10 % lavere verdiproduksjon ved samme alder skal være økonomisk lønnsom. Bruttopris 20 kr. pr. m³ for sliptømmer kl. 2 og 133 % tillegg til toppmålstabellen for Glomma. Gran.

Tynningsgrad I.

Tallene i tabell 7 skal adderes til tallene i tabell 6.

Forrentningsprosent = 3 %.

Bonitet	Omløpstid ved kultur = n	Tidstap = t = 5 år. Utgifter for 20 cm 15 m i % av brutto			t = 10 år. Utgifter for 20 cm 15 m i % av brutto			t = 20 år. Utgifter for 20 cm 15 m i % av brutto		
		70 % kr.	50 % kr.	30 % kr.	70 % kr.	50 % kr.	30 % kr.	70 % kr.	50 % kr.	30 % kr.
A	70	88	132	179	76	114	154	56	85	115
	80	88	132	177	76	114	153	56	84	114
B	70	53	83	115	46	72	99	34	54	74
	80	54	83	115	46	72	99	34	54	74
	90	53	82	112	45	70	97	34	52	72
C	80	30	49	69	26	42	60	19	31	44
	90	30	48	68	26	42	59	19	31	44
	100	29	47	66	25	40	57	19	30	42
D	80	12	23	33	11	20	29	8	15	21
	100	13	23	33	11	20	28	9	15	21
	120	12	21	31	11	19	26	8	14	20
E	90	5	9	14	4	8	12	3	6	9
	110	5	9	14	4	8	12	3	6	9
	130	5	9	13	4	7	11	3	6	8
Landsskogtakseringens boniteter:										
1	70	60	90	130	50	80	110	40	60	80
2	90	30	50	70	30	40	60	20	30	50
3	100	13	20	30	11	20	30	8	15	20

Tabell 7 (forts.).

Forrentningsprosent = 4 %.

Bonitet	Omløpstid ved kultur = n	Tidstap = t = 5 år			t = 10 år			t = 20 år		
		Utgifter for 20 cm 15 m i % av brutto			Utgifter for 20 cm 15 m i % av brutto			Utgifter for 20 cm 15 m i % av brutto		
		70 % kr.	50 % kr.	30 % kr.	70 % kr.	50 % kr.	30 % kr.	70 % kr.	50 % kr.	30 % kr.
A	70	46	71	96	38	58	79	26	39	53
	80	44	68	92	36	56	76	25	38	51
B	70	27	43	60	22	36	50	15	24	33
	80	26	41	57	21	34	47	14	23	32
	90	25	39	54	20	32	45	14	22	30
C	80	14	23	33	11	19	27	8	13	18
	90	13	22	31	11	18	26	7	12	17
	100	12	20	29	10	17	24	7	11	16
D	80	6	10	15	5	8	12	3	6	8
	100	5	9	14	4	8	11	3	5	8
	120	4	8	12	4	7	10	3	5	7
E	90	2	4	6	1,5	3	5	1,0	2	3
	110	2	3	5	1,4	3	4	0,9	2	3
	130	1,5	3	5	1,2	2	4	0,8	2	3
Landsskogtakseringens boniteter:										
1	70	30	50	70	30	40	50	17	30	40
2	90	13	20	30	11	19	30	7	13	18
3	100	5	10	13	4	8	11	3	5	7

Tabell 7 (forts.).

Forrentningsprosent = 5 %.

Bonitet	Omløpstid ved kultur = n	Tidstap = t = 5 år			t = 10 år			t = 20 år		
		Utgifter for 20 cm 15 m i % av brutto			Utgifter for 20 cm 15 m i % av brutto			Utgifter for 20 cm 15 m i % av brutto		
		70 % kr.	50 % kr.	30 % kr.	70 % kr.	50 % kr.	30 % kr.	70 % kr.	50 % kr.	30 % kr.
A	70	25	38	53	19	30	41	12	18	25
	80	23	36	50	18	28	39	11	17	24
B	70	14	23	32	11	18	25	7	11	16
	80	13	21	29	10	16	23	6	10	14
	90	12	19	27	9	15	22	6	9	13
C	80	7	11	16	5	9	13	3	5	8
	90	6	10	15	5	8	12	3	5	7
	100	5	9	14	4	7	11	3	5	7
D	80	3	5	7	2	4	6	1,2	2	3
	100	2	4	6	2	3	5	1,0	2	3
	120	2	3	5	1,4	3	4	0,9	2	2
E	90	0,7	2	2	0,6	1,3	2	0,4	0,8	1,2
	110	0,6	1,3	2	0,5	1,0	2	0,3	0,6	1,0
	130	0,5	1,0	2	0,4	0,8	1,3	0,2	0,5	0,8
Landsskogtakseringens boniteter:										
1	70	16	30	40	12	20	30	8	12	17
2	90	6	10	15	5	8	12	3	5	7
3	100	2	4	6	2	3	5	1	2	3

Tabell 8.

Verdien av hovedhogst H_n + tynninger $\sum D_x \cdot 1{,}0\, p^{n \div x}$ (prolongert til omløpstidens slutt). Samlede utgifter henholdsvis 70 %, 50 % og 30 % av bruttoverdien for 20 cm i brysthøyde, innenfor bark, og 15 meters høyde. Bruttopris 20 kr. pr. m^3 for sliptømmer kl. 2 og 133 % tillegg til toppmålstabellen.

Gran. Tynningsgrad I. Verdien angitt i 100 kr. pr. hektar.

Bonitet	Omløpstid n år	Samlede utgifter i prosent av brutto, for 20 cm 15 meter								
		70 %			50 %			30 %		
		Forrentnings %			Forrentnings %			Forrentnings %		
		3 %	4 %	5 %	3 %	4 %	5 %	3 %	4 %	5 %
A	50	36	37	38	57	59	60	79	81	84
	60	57	60	62	87	92	97	119	126	134
	70	80	87	96	121	134	149	164	182	205
	80	108	124	145	162	189	227	219	258	313
B	60	34	34	35	54	56	58	75	78	82
	70	49	51	55	77	82	89	106	114	125
	80	66	72	81	103	115	132	142	160	186
	90	87	102	122	135	162	199	186	226	283
C	70	26	27	28	44	45	48	63	65	69
	80	37	39	42	60	65	71	85	93	103
	90	50	55	61	80	91	104	113	130	152
	100	65	75	91	105	126	157	147	180	231
D	80	15	15	16	28	29	30	41	42	45
	100	30	32	36	51	58	67	73	84	99
	120	50	61	79	86	110	152	123	160	225
E	90	8	8	8	16	16	16	24	24	26
	110	15	15	17	28	31	36	42	47	55
	130	24	29	33	47	59	74	70	90	117

TOLLEF RUDEN

En vurdering av anvendte arbeidsmetoder innen trekronologi og årringanalyse.

INNHOLD

Side

I. Innledning 187
Om arbeidets hensikt 187
Oversikt over oppgaver som kan løses ved hjelp av årringanalyser 187
1. Oppgaver innen skogtaksasjonen 188
2. Oppgaver innen skogskjøtselen 188
3. Utforskning av sammenhengen mellom vekst og klima ... 189
4. Belysning av klimaets periodisitet 190
5. Datering av gammelt trevirke 191
Definisjon av ordene «årringserie» og «årringindeks» 192
II. Utførelse av selve målingen 192
III. Viderebehandling av målte årringserier 196
A. Alderskorreksjon 196
B. Middeltallsberegning 207
IV. Om sikkerheten ved trekronologisk datering 227
V. Forslag til arbeidsmåter for årringanalyser 249
Summary in English 255
Litteraturfortegnelse 267

FORORD

Fra jeg begynte som skogvokter i Porsanger-Laksefjord, høsten 1932 og under hele min virksomhet siden i statens tjeneste i Nord-Norge til mars 1942, da jeg fikk stilling som assistent ved Det Norske Skogforsøksvesen, har jeg benyttet det meste av fritiden til studium av årringvariasjoner.

Da daglige plikter la beslag på det meste av tid og arbeidskraft, rakk jeg ikke å gi ut noen samlet oversikt over de resultatene jeg var kommet til. Etter hvert som tiden gikk, kom der dessuten ut så mye om dette emnet fra annet hold at mye av hva jeg hadde funnet ble foreldet og uten interesse.

Takket være bistand og oppmuntring fra min nå avdøde hustru Wilhelmine, fortsatte jeg imidlertid stadig studiene.

Mye for at hennes arbeid og oppofrelse ikke skulle bli helt forgjeves, søkte jeg min nåværende sjef skogforsøksleder, professor Eide om tillatelse til for Skogforsøksvesenets regning å fullende noe av hva jeg hadde begynt på og få trykt det som ennå må regnes å ha krav på interesse. Fordi jeg fikk tillatelse til dette, og for all den støtte professor Eide ellers har gitt meg i mitt arbeid, skylder jeg ham stor takk.

Dessuten har jeg mottatt faglige råd av meget stor verdi av skogforsøkslederne dr. agric. Langsæter, dr. agric. Mork og dr. agric. Klem samt av dosent dr. phil. Ottestad.

Oversettelse av sammendrag og tekster til tabeller m. m. er utført av translatør Johanna Marie Ording.

Til utregninger og målinger, utført her ved Det norske Skogforsøksvesen, har jeg hatt god hjelp av ekstraassistentene Øien, Østbye, Grindstad og Seip, samt kontorassistentene frk. Ulvesli, frk. Habberstad og frk. Larsen.

Også alle disse skylder jeg min beste takk.

Ås, april 1945.

Tollef Ruden.

I. INNLEDNING

Årringanalyser har fått en stadig økende aktualitet i senere tid, så vel her i landet som i utlandet.

En god oversikt over den omfangsrike litteratur om emnet inntil 1941 finnes i Asbj. Ordings arbeider om årringanalyser på gran og furu. (Ording 1942 a og 1942 b.) Oversikt over en del nyere litteratur finnes i en oversikt over metoder for trekronologien av Ove Arbo Høeg 1944 (Høeg 1944).

Høeg har gitt Ordings arbeid en meget rosende omtale, og sier bl. a. (s. 279) at Ording i sin avhandling om årringanalyser på gran og furu fra 1941 har lagt et grunnlag som alt framtidig arbeid hos oss kommer til å bygge på.

Det har derfor også falt meg naturlig å bygge videre på Ordings arbeider. Før jeg tok til med årringanalyser av mer spesiell natur, fant jeg det rimelig å søke å forbedre Ordings undersøkelsesmetodikk og overveie brukbarheten av de forskjellige metodene hans ut fra synspunkter som nyere litteratur har kunnet gi.

Den anvendte metodikk synes ennå å være mangelfull. Det er sannsynlig at et av de viktigste skritt mot løsningen av de mange oppgavene som årringanalyser og trekronologi byr på, må være en skjerpning av undersøkelsesmetodikken.

Blant slike oppgaver kan der pekes på følgende 5:

1. Sammenlikning av forstlige skogtakster utført i forskjellige år og omregning av oppnådde tilvekstmål til å gjelde et gjennomsnittsklima.

   Dette er en av de enkleste oppgavene som kan løses ved årringanalyse, og en hvilken som helst samvittighetsfullt utført årringmåling kan her gi bestemte holdepunkter.

Selv de mest omhyggelig utførte årringmålinger, bearbeidet etter de beste hittil kjente metoder, kan imidlertid vise svakheter av betydning. Se min anmeldelse av Bo Eklunds arbeid av 1944. (Eklund 1944 og Ruden 1944.)

Eklund har søkt å belyse klimaets andel i tilvekstforskjellen mellom de 2 finske riksskogtakseringene ut fra årringanalyser.

Årringmålingene han bygger på er samlet inn under den siste finske riksskogtakseringen og offentliggjort sammen med resultatene fra denne (Ilvessalo 1943). Analysene er bygd på borprøver fra i alt 2 641 trær og er meget omhyggelig bearbeidet. Man kan trygt si at det er den påliteligste og mest grundige årringanalyse som hittil er alment kjent. Eklund kan også trekke slutninger av meget stor praktisk verdi av analysen. Allikevel kan man for disse undersøkelsene, som jeg har vist (Ruden 1944), peke på en mangel ved undersøkelsesmåten. Denne gir et usikkerhetsmoment som har atskillig betydning. (Se nærmere side 202.)

Skulle man utføre liknende beregninger for vårt land med krav på pålitelighet, ble vanskelighetene mye større enn for Finnlands vedkommende. Det skyldes at klima- og terrengforhold veksler mer her fra landsdel til landsdel, samt at det her er vanskeligere å finne urørte enalderbestand, skikket for slike undersøkelser. Det er dog sannsynlig at man også her, ved hjelp av en gjennomarbeidet undersøkelsesmetodikk, kan oppnå å klarlegge klimavekslingenes betydning for tilvekstmålingene med tilstrekkelig nøyaktighet.

De årringanalysene som er gjort gir gode holdepunkter for det fortsatte arbeidet. Det er imidlertid ennå langt igjen før skogtaksasjonen kan dra full nytte av årringanalysene under sine tilvekstkalkyler.

2. Til bedømmelse av resultatene etter tidligere utført skogbehandling, kan det ofte være av interesse å få skogens vekst i årene etter behandlingen belyst ved årringundersøkelser.

Skal man bedømme en hogstreaksjon, en grøftevirkning eller liknende ved å undersøke årringene som er dannet etterpå, er det en nødvendig forutsetning for bedømmelsen at man kjenner årringenes klimatisk bestemte variasjonsforløp.

En slik undersøkelse forutsetter dessuten at man kan datere hogst- eller grøftningsåret med sikkerhet, samt at man kan rekonstruere situasjonene som betinget veksten, så vel en del år før den forandringen skjedde som man vil ha belyst, som for alle årene etterpå.

For slike undersøkelser må årringserien uttas og behandles etter særlig omhyggelige metoder. (Eksempel på en omhyggelig utført undersøkelse av denne art, se NÄSLUND 1942.)

3. Til utforskningen av sammenhengen mellom vekst og klima kan der brukes årringanalyser. Fikk man denne sammenhengen klarlagt, ville resultatene kunne nyttes med stor fordel på forskjellige områder.

Man kunne da ved hjelp av meteorologiske observasjoner fra et sted rekonstruere stedets klimatisk bestemte vekstvariasjoner. De indekstall man laget på denne måte ble uavhengige av om man på stedet hadde egnet materiale for årringanalyser.

Kjennskapet til en slik lovmessighet ville også gjøre det enklere og billigere til enhver tid å vurdere de klimatisk betingede vekstvariasjonene.

Det er allerede slått fast at vekslinger i sommervarmen betyr meget for årringvariasjonen under våre klimaforhold. (EIDE 1926, AANDSTAD 1934, ORDING 1941 a og EIDEM 1943.) Der mangler dog ennå mye på at man kjenner sammenhengen nøye nok til å kunne bruke de funne lovmessigheter til beregning av klimabetingede indekser. Det er sikkert flere faktorer som spiller en rolle enn sommervarmen.

Muligheten for løsningen av en slik oppgave er til stede og den vil sikkert bli løst. Den krever imidlertid en meget omhyggelig behandling av de årringanalysene som skal

legges til grunn for beregningene. De hittil anvendte metodene synes å ha vært for ufullkomne.

Finner man en nøyere sammenheng mellom klimafaktorer og årringserier, skulle man også kunne dra slutninger den motsatte veien, fra årringer til klima. Pålitelige årringserier må kunne oppstilles for flere hundre, om ikke tusen år bakover i tiden, også hos oss. Derved skulle man kunne gjøre seg et begrep om klimaets vekslinger i like langt tidsrom bakover.

Særlig interessante slutninger måtte man kunne gjøre om man hadde sikre data å bygge på for forskjellige treslag som reagerte systematisk forskjellig overfor forskjellige klimafaktorer.

Man må som nevnt regne med at tilveksten bestemmes av flere klimafaktorer enn sommervarmen. ORDING har ellers vist at selv temperaturvirkningen ikke kan beskrives tilstrekkelig nøye med en enkelt faktor. Foruten sommervarmen og veksttiden, har også fordelingen av sommervarmen innen de forskjellige sommermåneder stor betydning. (ORDING 1941 a.)

Av denne grunn er de slutningene man kan dra om klimaet på grunnlag av årringanalyser fra et enkelt treslag meget begrensede. Oppgaven blir å sammenlikne med løsningen av en likning med flere ukjente.

Hadde man årringmålinger fra flere treslag som reagerte systematisk forskjellig, skulle man ha en mulighet for å bestemme klimafaktorene hver for seg.

Man må regne med at der i framtiden også vil bli ofret atskillig på denne oppgaven. Oppgaven fordrer at de klimabetingede vekstvariasjonene hos forskjellige treslag blir utskilt med høy grad av presisjon.

4. Årringserier har dannet grunnlaget for analyser av klimaets periodisitet. (BOMANN 1927, DOUGLAS 1928, AANDSTAD 1934, ELANDSSON 1936 og ORDING 1941 a.) Sikre slutninger av denne art vil kunne få betydning ved å muliggjøre forutsigelser om kommende års klima. De periodeanalyser av årringserier som er gjort viser at der kan spores en tydelig periodisitet. De forskjellige under-

søkelser er imidlertid lite overensstemmende, og der mangler enda mye på at de kan brukes til prognoser av tilfredsstillende sikkerhet.

Periodeanalyser av årringserier er også med godt resultat blitt brukt til belysning av periodiske vekslinger i andre biologiske foreteelser. (OTTESTAD 1942.)

En periodeanalyse er sterkt avhengig av om de undersøkte serier gir et helt nøyaktig billede av de klimatisk bestemte tilvekstvekslingene lengst mulig bakover i tiden. Innblanding av uvedkommende og tilfeldige, ikke klimabestemte vekslinger vil lett forvanske en periodisitet slik at det ikke blir mulig å bestemme den.

5. Årringseriene anvendes i stadig større utstrekning til datering av trevirke.

For skogvitenskapelige undersøkelser kan det ha betydning å bestemme tidligere bestandsforandringer ved å tidfeste vinnfall, skogbranner, stubber etter hogst o. l. Det kan skje ved hjelp av årringundersøkelser. Likedan kan datering ved hjelp av årringmålinger nyttes ved aldersbestemmelse av meget gamle trær, hvor de ytre årringer er for små til å kunne skjelnes med sikkerhet. Ville man f. eks. aldersbestemme eldre bjørkeskoger i fjelltraktene og nordpå, førte neppe noen annen metode fram.

Størst betydning kan imidlertid datering ved hjelp av årringanalyser få for den arkeologiske forskningen. (Nærmere om dette, se HØEG 1944.)

De her anvendte metoder har til dels vist seg meget ufullkomne og mange av resultatene som er nådd er blitt sett på med stor og berettiget skepsis.

Forat en slik datering skal kunne fordre å bli aktet på, må der bli gitt objektive mål for dateringens sikkerhet. Midler til objektiv bestemmelse av en daterings sikkerhet er angitt av ORDING i hans arbeider av 1941 (ORDING 1941 a og 1941 b). Han har bl. a. innført bruken av korrelasjonskoeffisienten, BRAVAIS koeffisient r, til mål for sikkerheten. ORDINGS metoder betyr et stort skritt i den riktige retningen. De bærer dog ennå i seg svakheter som der må kunne rettes på. Metodene gir liten veiledning om hvilke

korrelasjonskoeffisienter som må kreves for å oppnå en bestemt grad av sikkerhet. Dessuten viser det seg at 2 rekker kan ha en overbevisende likhet uten å gi tilsvarende stor korrelasjonskoeffisient etter de vanlige beregningsmåtene.

I det følgende vil der ofte bli brukt ordene «årringserier» og «årringindekser». I overensstemmelse med nyere svensk årringterminologi menes der med årringserie en serie sammenhengende mål for årringbredder, eller enkelt aritmetisk middel av slike, uten noen slags korreksjoner. Serienes mål angis i hundredels mm. Med årringindekser menes korrigerte forholdstall for middeltall av målte årringserier. Indeksenes mål angis i prosent.

II. Årringmålingenes utførelse.

Til måling av årringer for årringanalyser er brukt et stort antall forskjellige metoder.

Det man må forlange av målemetodene er at de skal gi et riktig forhold mellom de målte årringer fra hver undersøkt serie. I motsetning til vanlige forstlige målinger for tilvekstberegning, har man liten interesse av årringenes absolutte bredder. Det har vist seg at det har liten betydning om årringene måles på tørt eller friskt materiale. Finske undersøkelser har vist at den samlede krympning fra gjennomvåte borprøver av furu og gran til tørre ikke er over 3 %. De relative forandringer er rimeligvis mye mindre. (Ilvessalo 1943.) De samme undersøkelser har dessuten vist at borprøvene sveller ut til opprinnelig volum igjen etter et par timers bløtning i vann. Da våte årringer vanlig er lettere å skjelne enn tørre, kan det anbefales at årringene måles på oppbløtte borprøver. Forat borprøven ikke skal tørke for fort under målingen, kan der blandes glyserin i bløtningsvannet. Stammeskiver må, av praktiske grunner, helst måles i tørr tilstand.

Nevnte finske undersøkelser viser også at man ved anvendelse av et godt tilvekstbor heller ikke risikerer noen feil ved sammenpressing av borprøvene under boringen.

Nøyaktighetskravet til selve målingen må avhenge av hvor brede årringene gjennomsnittlig er og hvor sterkt de varierer. Det kan derfor bli forskjellig for forskjellige undersøkelser.

Hvor man har anledning til å regne middeltall av et stort antall serier og hvor et fåtall av årringene er under 1 mm, skulle en nøyaktighet på 0,05 mm være fullt ut tilstrekkelig.

Må man legge få serier til grunn for de middeltall man vil anvende, eller der ofte inntreffer årringer ned i 0,2 mm og mindre, kan man måtte måle årringene med inntil 0,01 mm's nøyaktighet. For å oppnå en slik nøyaktighet er det nødvendig å måle ved minst 30 g. forstørrelse. Særlig for trekronologiske undersøkelser kan det ha stor betydning å bestemme sikkert selv meget små forskjeller i årringbredden.

Avlesning under skalaokular må ansees som en brukbar metode. Man må da imidlertid være oppmerksom på og unngå parallaksefeil, samt den feil som kan inntreffe hvis avstanden fra objektiv til årringene forandres under målingen.

Så vel det svenske som det finske skogforsøksvesen har tatt i bruk kompliserte apparater som gir nøyaktige målinger med lite tidsspilie av årringer hos borprøver. Minste avlesningsenhet for et slikt apparat konstruert for det svenske skogforsøksvesenet (Näslund 1942) er oppgitt til 0,02 mm. Avlesningen skjer her ved 20 g. forstørrelse.

Uansett hvilke metoder som blir brukt, må det framheves betydningen av at man alltid måler loddrett på tangenten for årringen.

Ved glatte, renskårne og fuktige snitt av årringprøver for gran eller furu er det sjelden vanskelig å avgjøre begrensningen for årringer med bredde over 0,05 mm. Bjørkeårringene derimot er ofte meget vanskelige å bestemme uten særskilte åtgjerder. Jeg har selv anvendt en metode til framkalling av bjørkeårringene fra borprøver som gir gode resultater. Metoden har også vært prøvd av myrkonsulent Per Thurmann-Moe, som var meget fornøyd med den. Skogforsøksleder dr. Elias Mork har med godt resultat brukt en liknende farge- og belysingsmetode ved aldersbestemmelse av lyng.

Borprøvene ble først fuktet ved å holdes under vann, tilsatt glyserin et par timers tid. Deretter ble borprøven spent fast i en treramme som vist på fig. 1. Trerammen holder borprøven

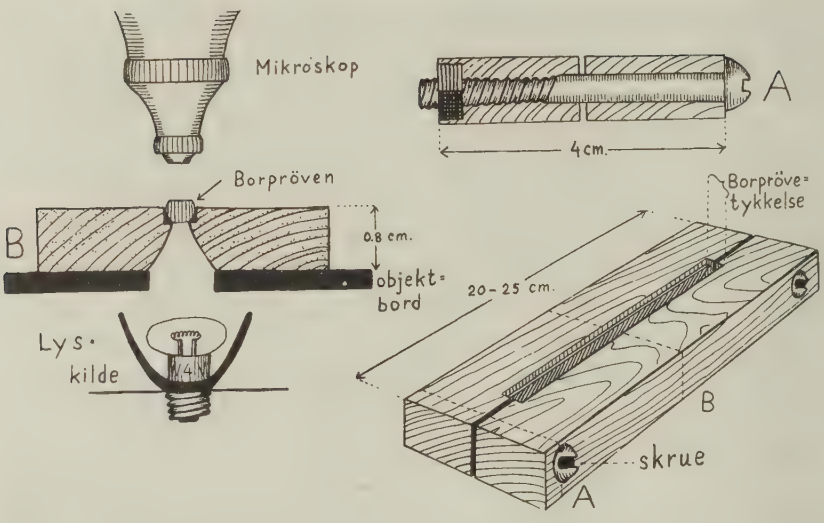


Fig. 1. Apparat til måling av årringer hos borprøver ved gjennomfallende lys. A og B viser tverrsnitt.

An apparatus for measuring annual rings in borer samples by translumination. Sections A and B.

fast i en spalte midt i rammen ved hjelp av to gjennomgående skruer. Rammen må lages av et solid treslag som ask, eik, bøk e. l.

Spalten er åpen under og tillater at borprøven belyses ved gjennomfallende lys.

Etterat borprøven er spent fast i trerammen blir den skåret til med en kniv. Kniven bør være mest mulig kvass, men allikevel så tykk og solid at den gir et støtt jamnt snitt. Barberblad duger ikke. Før tilskjæringen må man passe på at fiberretningen hos borprøven blir nøyaktig loddrett på flatsiden av rammen. (Se fig. 1.) Lyset passerer nemlig lett langs fibrene, men vanskelig på tvers av dem.

Deretter blir borprøven bestrøket med en grov vannfarge, slemmet opp i glyserin. (Jeg har anvendt en GÜNTHER WAGNER kromgrønn fargebrikett.) Til slutt blir prøven igjen skåret til med et fint, jamnt snitt og undersøkt ved gjennomfallende lys.

Man oppnår på denne måten at alle rom i karene og andre celler, samt alle mellomrom mellom cellene blir farget, mens

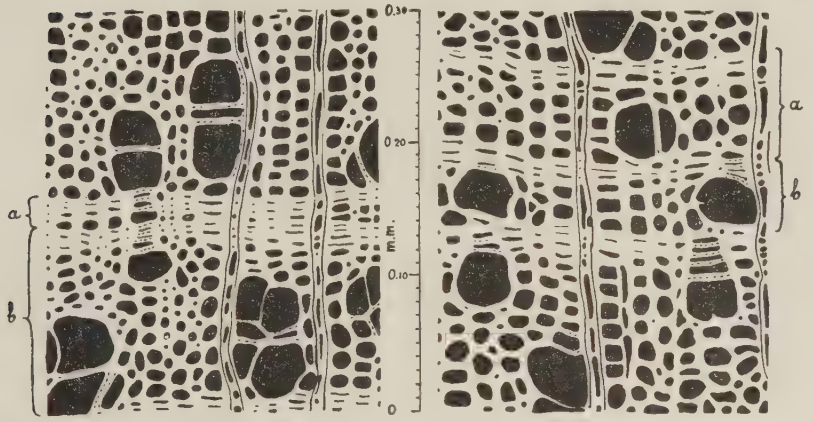


Fig. 2. Årringer hos bjørk ved sterk forstørrelse slik de sees etter den fargemetoden som er beskrevet i teksten.
a og b er årringer slik de vistes langs to forskjellige radier av en bjørkestamme.

Annual rings in birch after being treated according to the method of colouring described in the text. Higly magnified.
Two annual rings, a and b, as they appeared along two different radii in a birch stem.

celleveggene forblir ufarget og lysgjennomskinnelige. Etter en slik behandling er selv meget små bjørkeårringer helt tydelige. I sterk forstørrelse får man et billede som fig. 2. Ved svakere forstørrelse synes årringskillene som fine, lyse, ca. 0,02—0,05 mm brede striper.

Denne metoden skulle også kunne anvendes med fordel for måling av årringene hos andre lauvtrær som ellers er vanskelige å skjelne.

Selv ved måling av årringene hos bartrær kan der inntreffe årringer som gir grunn til tvil. Under Skogforsøksvesenets måling av årringer for tilvekstberegninger er der flere ganger støtt på årringer som har gitt usikkerhet.

Ved nærmere undersøkelse av slike tilfeller har det vist seg både at en eller flere årringer kan synes nesten å mangle, at høstvedsonen kan være så smal og tynnvegget at den ikke gir noe tydelig skille og at et temmelig tydelig årringskille kan være falskt. Det siste tilfelle gjelder særlig gran.

Hvor slike årringer opptrer kan man risikere at en stor del av en årringserie blir et eller flere år forskjøvet. Å få serier med slike feil innblandet i et middeltall for årringbredder kan forstyrre variasjonsbilledet for årringserien i sterk grad.

For å unngå slike feil bør man tegne opp hver målt serie som diagram og sammenlikne dette med andre målte serier før middeltallet blir regnet ut. Sammenlikningen bør skje med tilstrekkelig kritikk. Hvert tvilstilfelle må måles og undersøkes på nytt under sterkere forstørrelse, og rettelse eller utsjaltning av prøver må bare skje når uoverensstemmelsen er umiddelbart innlysende.

III. Viderebehandling av målte årringserier før de kan brukes til forskjellige formål.

A. Alderskorreksjon.

Årringbredden avhenger ikke bare av klimaet, men en hel rekke andre faktorer. Den mest iøynefallende av de andre faktorene er den såkalte aldersvirkning. For skog fra urørte enalderskoger eller for fritt oppvoksne trær, hvor der ikke skjer noen brå forandringer i omgivelsene gjennom veksttiden, har man funnet ut at årringbredden i sin utvikling vanlig passerer et optimum. (Se fig. 3.) Man finner innerst mot margen noen

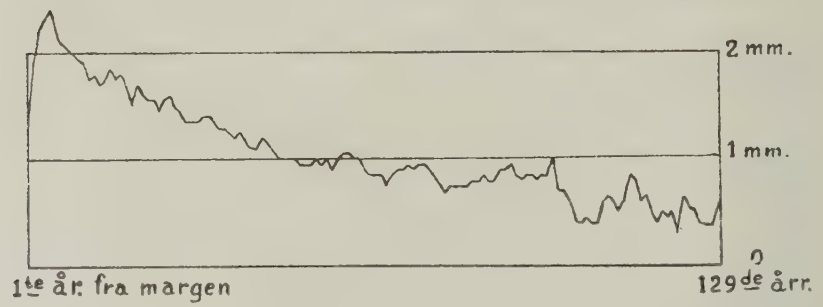


Fig. 3. Eksempel på vanlig utvikling av årringbredden hos furu fra margen av og utover. Tydelig aldersvirkning. Etter SIGURD AANDSTAD 1938.

An example of an ordinary development of the annual ring width in pine from the pith outward. Pronounced effect of age. After SIGURD AANDSTAD *(1938).*

ganske smale årringer, deretter øker årringbredden raskt til et optimum 5—20 år fra margen. Herfra og utover synes den normale aldersutvikling å følge en hyperbelliknende kurve som blir meget flat mot stor alder. Beliggenhet av optimumsområdet blir forskjellig i forskjellig stammehøyde. Ved rotavskjæret ligger optimum lenger ut fra margen enn lenger opp.

Beliggenhet av optimumsområdet og formen av alderskurven i det hele tatt ville ellers måtte variere med bonitet og almene vekstforhold. Av særlig betydning er gjenvekstbetingelsene som har skapt grunnlaget for de undersøkte enalderbestand. Er skogen kommet opp tett og jamt, slik den gjerne gjør etter en brann, må man få alderskurve av en helt annen art enn av skog, oppkommet etter sterke, men ufullstendige hogster eller stormfelling av gamle utdøende trær.

Nordpå og i fjelltraktene kan man treffe på enalderskoger av furu som er kommet opp sammen med tett ris av småbjørk. Fjellbjørka har en meget begrenset levealder og restene råtner snart. Når slik furuskog er blitt gammel ser man lite igjen av bjørkeskogen. Sporene etter bjørkeinnblandingen merkes da vesentlig bare på en bedre form hos furustammene og en årringutvikling som er tydelig forskjellig fra den man får når furuskogen vokser opp i rene bestand fra først av.

Hos skog som er kommet opp på små åpninger i uensalderbestand blir vekstutviklingen mer vilkårlig. Man kan også for slike trær få et optimumsområde, men det kan være umulig å skjelne fra klimatisk betingede vekslinger. Det er av betydning å merke seg at man for slike trærs vedkommende ikke kan oppstille noen generell lovmessighet for vekstforløpet mot stigende alder. Skal småtrær som er kommet opp på en liten åpning holde liv og få utvikle seg til store trær, trenger de at der gjentatte ganger blir fjernet større trær i nærmeste omgivelser — ved hogster eller ved stormfelling. Ellers vil slike småtrær dø ut på grunn av manglende lys og varme og på grunn av rotkonkurransen fra større trær.

Utviklingskurven for trær, oppkommet på smååpninger viser gjerne en antydning til enalderskogens optimumskurve til å begynne med. Synkningen etter det første optimum avbrytes så for hver fristilling med en sterk stigning, som igjen

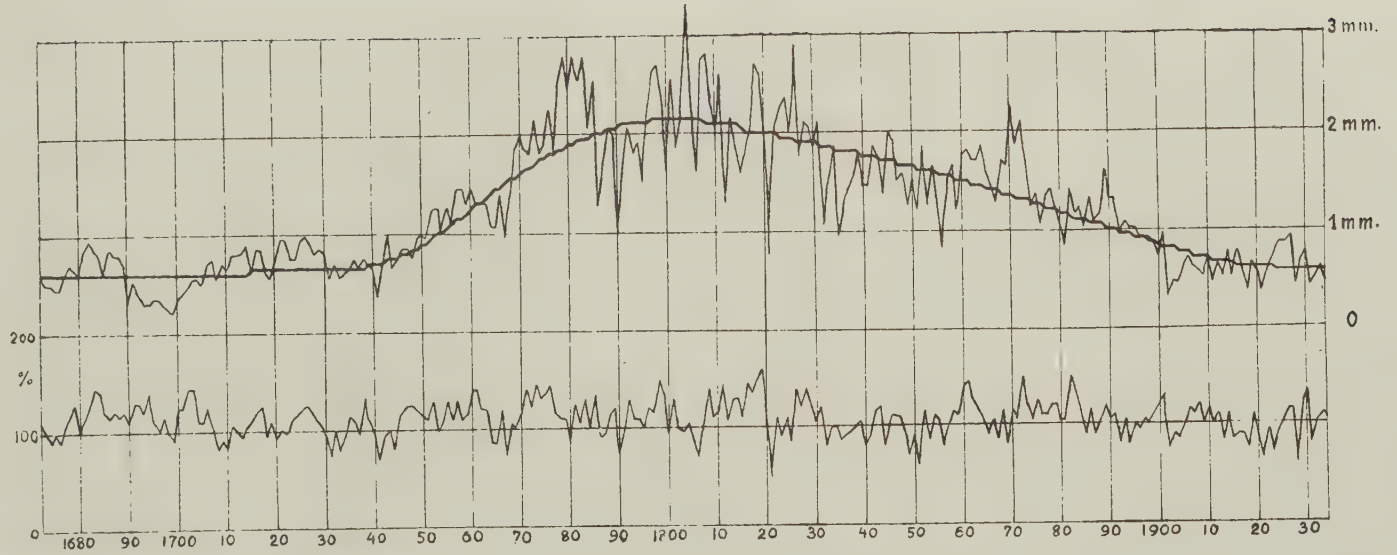


Fig. 4. Eksempel på korreksjon for aldersvirkning fra PER EIDEMS arbeid av 1943 om årringvekslingen hos gran fra Selbu, Sør-Trøndelag. Etter tabeller.

Øverst årringutviklingen hos en enkelt gran (Damtjernås IV a) med EIDEMS utjamningslinje.
Nederst til sammenlikning: midlere, alderskorrigerte og standardiserte årringindekser for 75 gran fra Selbu.

An example of a correction for the effect of age from PER EIDEMS *work, 1943, on the variability of annual rings in spruce from Selbu, Norway.*

At the top the development of the annual rings in a single spruce, and EIDEMS *smoothing curve.*
At the bottom, in comparison: Mean, standardized annual ring indexes for 75 spruces from Selbu, corrected for the effect of age.

kulminerer etter 5—30 års forløp. Hele utviklingsforløpet for slike trær blir derfor bestemt av sterke, uregelmessige og tilfeldige vekslinger.

Da furua har vanskeligere for å utvikle seg på smååpninger enn grana, er det sjeldnere å støte på årringserier som viser typisk uensalderskogforløp fra furu enn fra gran.

Et eksempel på en årringserie som man må mistenke for å være resultat av uenalderskogforyngelse er en serie som PER EIDEM har offentliggjort som eksempel på vekstutvikling hos gran fra Selbu, Sør-Trøndelag (EIDEM 1943). (Se fig. 4, øverste diagram.) Utviklingen kan her forklares om vi forutsetter hogst eller liknende bestandsendring omkring år 1700, 1740 og 1768, det kraftigste inngrep siste gang. Antagelsen bekreftes når man sammenlikner diagrammet med diagrammet for EIDEMS middelserie for Selbu (se fig. 4, nederst).

Fig. 5 viser eksempel på en bevislig hogstreaksjon. (Etter NÄSLUND 1942.)

For utregning av årringindekser som skal betegne den klimatisk bestemte vekstvariasjon, er det nødvendig å korrigere for aldersvirkning hos de trær som danner grunnlaget for årringundersøkelsen. Slik alderskorreksjon har vært foretatt etter flere forskjellige prinsipper. ORDING har brukt en metode som i det vesentligste er beskrevet bl. a. av HUNTINGTON 1934 og AANDSTAD 1938. Metoden er videre utviklet og begrunnet av ORDING selv. Etter denne metode lager man seg en normal livskurve for trær fra ensartede utviklingsbetingelser. Forat denne normalutvikling ikke skal påvirkes ensidig av periodiske

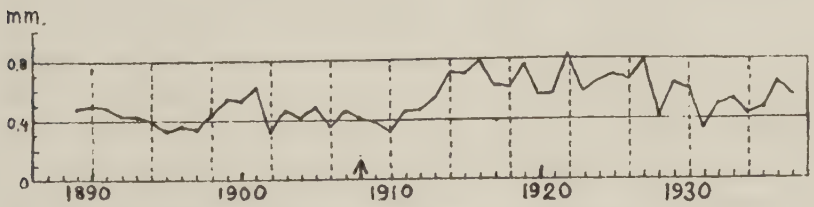


Fig. 5. Eksempel på hogstreaksjon. Hogst i 1908.
Fra MANFRED NÄSLUNDS arbeid av 1942 om reaksjonsevnen hos gammel granskog, Norrland, side 82.

An example of the effect of cutting in the neighbourhood of the trees for which the annual ring index is computed.
Spruce. (NÄSLUND, *1942*). *Felling in 1908.*

langtidsvekslinger i klimaet, blir den funnet på grunnlag av trær som er jamnt fordelt på vidt forskjellige aldersklasser. Etterat årringseriene er omregnet til samme midlere årringbredde, blir alle målte serier slått sammen for samme årantall uansett kronologisk samhørighet. Den største virkning av aldersutviklingen, som skjer de første 50—60 år fra margen av, vil derved bli påvirket av ulike klimaperioder. Det vil da være rimelig å anta at de forskjellige klimavekslinger tilnærmet vil oppheve hinannen og gi som resultat en rekke med normal rendyrket aldersutvikling. Som ORDING uttrykker det: «Man finner med andre ord den gjennomsnittlige vekst på ethvert alderstrinn under et gjennomsnittsklima.» (ORDING 1941 a.)

Tilfeldige, kortvarige vekslinger i livskurven utjamnes ved hjelp av løpende middeltall. ORDING har brukt løpende middeltall av 21 år for hele livskurven. · AANDSTAD har brukt et stadig stigende antall ledd.

Både ORDING og AANDSTAD har regnet med årringene helt til margen under beregning av livskurve for alderskorreksjon. Ved utregning av de endelige årringindekser sløyfer derimot ORDING de 10 innerste årringene. Indeksene beregnes som forholdstall mellom de målte årringbredder og tilhørende verdier for livskurven.

Ved bruk av løpende middeltall til utjamning av slike kurver kan man gjøre en systematisk feil som det er grunn til å legge merke til (etter FRISH 1934).

For å illustrere hva feilen går ut på, har jeg laget et skjematisert eksempel som vises av fig. 6. Den heltrukne linjen, som skulle betegne eksempel på en virkelig livskurve, har et optimum ved det 6. år. For det 5-årige løpende middel får man et optimum ved det 8. år og for det 21-årige løpende middel, optimum ved det 15. år. Dessuten blir krumningen av livskurven omkring optimum rettet ut. Det løpende middeltall får derved et utseende som er systematisk forskjellig fra utgangskurvens.

Regner man verdiene på utgangskurven i prosent av de løpende middeltall, får man en bølgelinje som vist nederst på fig. 6. Man kan altså ved å bruke løpende middeltall til utjamning indusere kunstige bølgebevegelser i de endelige årringindekser.

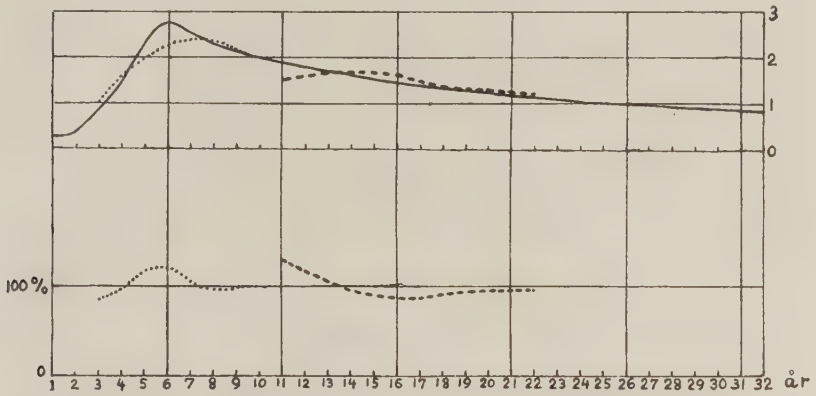


Fig. 6. Skjematisk eksempel som viser at man kan indusere kunstige bølger av et årringmateriale ved å bruke løpende middeltall til utjamning av alderskurven.

Heltrukne linje øverst viser en tenkt aldersbetinget utvikling av en årringserie fra margen av. Strekede linje øverst er 21-årig løpende middel, og prikkelinjen 5-årig løpende middel. Nederst er tegnet de opprinnelige verdier i % av de løpende middeltall.

An outlined example showing that artificial cycles can be induced from an annual ring material by using moving averages for the smoothening of the age curve.

The solid line at the top shows an imaginary development of an annual ring series conditioned by age from the pith outward. The broken line at the top represents 21 — year moving averages, and the dotted line 5-year moving averages.

At the bottom the original values are plotted in percentage of the moving averages.

Helt andre metoder for alderskorreksjon er brukt av MANFRED NÄSLUND i hans arbeid om reaksjonsevnen hos gammel granskog i Nordland (NÄSLUND 1942), samt av BO EKLUND i en behandling av årringmålinger fra den 2. finske riksskogtakseringen (EKLUND 1944). De forutsetter at aldersutviklingen skal følge en enkel matematisk funksjonstype hvor koeffisientene bestemmes etter minste kvadraters metode. For å kunne regne med en mest mulig enkel lovmessighet, ser de helt bort fra årringene helt inne ved margen. NÄSLUND har konsekvent sløyfet årringene nærmere margen enn 2 cm. Disse årringene blir i det hele tatt ikke målt. Ved å sløyfe årringene innenfor en bestemt a v s t a n d fra margen istedenfor et

bestemt a n t a l l av de innerste årringene vil man også unngå optimumsområdet for trær som har hatt en mindre undertrykkelsesperiode i den første utviklingen.

NÄSLUND har brukt en funksjon av formen $y = a + \frac{b}{x}$ hvor y er årringsbredde og x er årantall regnet fra et begynnelsespunkt 2 cm fra margen. a og b er konstanter som bestemmes av materialet.

EKLUND har brukt en funksjon av formen:

$\frac{1}{y} = a - b\,(x - k)$ hvor y er årringbredden, k betegner årstallet for det første år i den målte serie og x det årstall som svarer til årringbredden y.

Hverken NÄSLUND eller EKLUND har forsøkt å finne noen almengyldig livskurve som kunne tenkes gyldig over større ensartede områder til alle tider, slik ORDING og AANDSTAD har forsøkt.

NÄSLUNDS og EKLUNDS livskurver bygger for hver materialgruppes vedkommende på utviklingen gjennom en bestemt klimaperiode. Innen hver gruppe er der regnet middel av alle kronologisk sammenhørende år og den utjamnede livskurve er direkte beregnet av disse middeltallene. På den måten blir livskurven ikke bare bestemt av trærnes aldersutvikling, men også av klimavekslingene. Noe av det man søker i den endelige indekksserie blir derved eliminert. (Brukte man istedenfor en slik enkel hyperbelfunksjon en n'te grads parabel av tilstrekkelig høy orden til utjamningsfunksjon, kunne man på liknende måte eliminere de fleste av vekslingene, enten de nå skyldes alder, høgst eller klimaveksling.) NÄSLUND regner i sitt arbeid med denne muligheten og tar tilstrekkelige forbehold.

Når man som utjamningsfunksjon bruker en så enkel og stiv funksjon som NÄSLUND og EKLUND har brukt, risikerer man ikke å få medregnet i livskurven klimatisk betingede vekslinger av annen natur enn slike som betegner en jamn utviklingstendens for hele det medregnede tidsrom.

Man eliminerer en jamn stigning eller synkning, likedan en jamn overgang fra stigning til synkning eller omvendt. —

Man kan også uttrykke forholdet slik at man eliminerer noe av enhver bølge i klimavekslingene som er lengre enn det undersokte tidsrom og det meste av enhver bolge som er lengre enn 2 ganger samme tidsrom.

Tidligere foretatte årringanalyser (bl. a. DOUGLAS 1928, BOMAN 1927, AANDSTAD 1938 og ORDING 1941 a), synes å vise at man må regne med slike langtidsperioder i den klimatisk betingede årringvariasjon. Meteorologiske, arkeologiske og geologiske arbeider synes å vise at man også må regne med en liknende periodisitet for klimaet selv.

Som NÄSLUND og EKLUND, regner heller ikke EIDEM i sitt arbeid over årringvekslingene hos gran i Selbu (EIDEM 1942) med noen almengyldig livskurve. Han reduserer for aldersvirkning ved hjelp av grafisk opptegnede utjamningskurver som trekkes særskilt for middeltall for mindre, ensartede materialgrupper. «Stivheten» av en slik utjamningskurve blir vilkårlig avhengig av observatøren, og der kan ikke gis noen regler for hvilke arter av klimatisk bestemt variasjon en slik behandling reduserer av indeksseriene.

EIDEM har imidlertid gjort sine undersøkelser av årringmateriale fra granskog som sannsynligvis er sterkt påvirket av kraftige hogstreaksjoner. Slik skog viser så uregelbunnen utviklingstendens at han neppe for dette materialet kunne brukt noen av de før omtalte metodene.

Hvor årringanalysene bare har trekronologisk hensikt, spiller det mindre rolle om man sammen med aldersvirkningen også reduserer bort langtidsbolger som skyldes klimaveksling. For slikt formål er det også berettiget samtidig å befri materialet for virkningen av hogstreaksjoner. For trekronologiske undersøkelser kan derfor EIDEMS enkle og lite arbeidskrevende metode ansees som godt brukbar.

Metodens subjektivitet vil dog føre med seg ulemper også for trekronologiske oyemed. Man vil ikke kunne unngå å få med endog meget lange bolgebevegelser i noen tilfelle. I andre tilfelle vil selv kortere, klimatisk bestemte bolger bli sterkt redusert eller forvansket.

Hvis man måtte arbeide med materiale fra ujamnaldrende og sterkt hogstpåvirkede bestand, skulle det synes mer riktig helt konsekvent å eliminere bølger over en viss lengde f. eks.

ved hjelp av løpende middeltall. Løpende middeltall på 21 år skulle passe. Derved beholdt man de 10—12-årige bølger som følger solflekkperiodene og mer kortvarige vekslinger. Den systematiske forvanskning av bølgebevegelsen som de løpende middeltall fører med seg ville få betydning hvor der opptrådte utrerte individuelle variasjoner hos de enkelte trær. Derfor måtte man helst sløyfe av materialet årringserier som viste tydelige, sterke hogstreaksjoner eller annen påfallende unormal utvikling. (Dette er til en viss grad gjort av EIDEM.)

Forvanskningen av klimatisk betingede vekslinger ved bruk av løpende middeltall blir forskjellig etter hvilket årantall man bruker for beregningen. Man måtte derfor konsekvent bruke samme årantall til korreksjon av alle serier som ble brukt i undersøkelsen.

Da årringvekslingene er av forskjellig styrke for forskjellige gjennomsnittlige årringbredder (se seinere, side 210), måtte korreksjonen for langbølger skje før middeltallsberegningen. Det skulle ikke være nødvendig at korreksjonen skjedde særskilt for hvert tre, men felles for enaldrede og ellers ensartede materialgrupper.

Vil man utarbeide årringindekser som i størst mulig grad gir uttrykk, ikke bare for de kortvarige, klimatisk betingede vekslingene, men også de mer langbølgede, har man neppe foreløpig noen annen utvei enn å bygge på metoder som i prinsippet er de samme som de AANDSTAD og ORDING har bygd på. Man må regne den normale aldersutvikling som et middel av aldersutviklingen under flere forskjellige klimatiske perioder.

En slik metode kan bare anvendes på årringserier fra noenlunde urørte jamnalderbestand eller fra trær som har vært frittstående under hele oppveksten (trær fra skoggrensen mot fjellet). Metoden forutsetter dessuten at man kan skaffe årringserier fra bestand av meget forskjellig alder fra samme klimaområde, fra bestand som vokser på tilnærmet samme bonitet og som har hatt samme utviklingsbetingelser i ungdommen, for eksempel kommet opp med samme tetthet.

Selv om man fant skikket materiale for en slik almen alderskurve, ville man fremdeles ikke kunne dømme noe om periodisitet av større bølgelengde enn alderen på det eldste medregnede bestand.

Til utjamning av livskurver, funnet etter denne metode, må man også med fordel kunne utjamne til en enkel funksjon etter minste kvadraters metode. Å utjamne ved hjelp av løpende middeltall kan, som før nevnt, føre med seg systematiske feil.

Man kunne bruke NÄSLUNDS eller EKLUNDS hyperbelfunksjon, eller man kunne bruke en enda enklere lovmessighet som grunnlag, f. eks. at den prosentiske synkning fra år til år skulle være konstant. (Etter NÄSLUNDS og EKLUNDS funksjoner varierer den prosentiske synkning med alderen.) Man fikk da å utjamne etter funksjonen $y = \frac{a}{1{,}0\ p^x}$ hvor y er årringbredden, x årantall fra et begynnelsespunkt utenom optimum, for eksempel 2 cm utenfor margen. Konstantene a og p kunne man finne av ligningsformen: $\log y = \log a - x \log 1{,}0\ p$ hvilket svarer til å finne b og c av ligningen: $\log y = b + cx$ etter minste kvadratavvikelse for log y.

Et eksempel på at denne funksjonstype kan gi vel så gode resultater som for eksempel EKLUNDS funksjon, vises i tabell 1.

Hvilke av disse funksjonstyper som teoretisk mest riktig beskriver normal aldersutvikling for forskjellige treslag og forskjellige skogtyper, finnes der neppe hittil materiale til å avgjøre. Det synes som om de empirisk funne livskurver vanlig er blitt mer flate mot høy alder enn funksjonsformen $y = \frac{a}{1{,}0\ p^x}$ vil gjøre dem. Til det kan en innvende at de eldste trær i de undersøkte materialer rimeligvis har vært å betrakte som mer eller mindre «overstandere», det vil si trær som har overlevd det meste av sin bestandsgenerasjon og som er blitt forsinket i sin naturlige og sikre vei mot undergangen ved gjentatte fristillinger.

Hvor undersøkelsen bare spenner over et kort tidsrom, for eksempel bare 20—30 år, eller mindre og undersøkelsen gjelder eldre trær, kan det være like riktig helt å unnlate alderskorreksjonen som å innføre en tvilsom korreksjon, grunnet på et uegnet materiale. ERLING EIDE har i sitt arbeid om sommervarmens betydning for årringbredden sett helt bort fra enhver alderskorreksjon (EIDE 1926). Han undersøkte årringvariasjonen innen et tidsrom på 17 år hos gammel, delvis blednings-behandlet granskog.

Tabell 1.

Spredningen fra 2 utjamningsfunksjoner for aldersvirkning. Årringmateriale fra furu, Sør-Finnland (ILVESSALO 1943).

I. Spredningen fra EKLUNDS funksjon $\frac{1}{y} = a + b\ (x - k)$. (Se teksten og EKLUND 1944.)

II. Spredningen fra funksjonen $\log y = \log k \div x \log$ 1,0 p. (Se teksten.)

Spredningen er angitt i $\frac{1}{100}$ mm.

	Aldersklasser — *Age classes*			
	∠60 år *years*	61—80 år *years*	81—120 år *years*	120 + år *years*
I	16,4	13,2	11,0	7,8
II	14,2	13,1	11,0	7,8
p i formel II =	1,0131	1,0101	1,0098	1,0068

The standard deviation for 2 functions representing the life curve. Annual rings in pine from South Finnland (ILVESSALO *1943*).

I. Standard deviation from the function $\frac{1}{y} = a + b\ (x - k)$. (EKLUND *1944*).

II. Standard deviation from the function log $y = \log k - x \log$ *1,0 p* (*See text*).

The standard deviation is expressed in $\frac{1}{100}$ *mm.*

B. Middeltallsberegning.

De variasjoner man vanlig søker er de som er felles for trær innen bestand, skogområder eller landsdeler. Tilfeldige variasjoner hos enkelttrær har vanlig ingen interesse. Disse må derfor elimineres ved at man regner middeltall for flere serier. Desto mer avvikende enkeltseriene er fra hverandre, desto større antall må medregnes i middeltallet. Hvor mange trær som skal regnes for tilfredsstillende for et pålitelig middeltall må avgjøres etter materialets og oppgavens natur. ORDING har etter en undersøkelse funnet ut at 5—6 trær kan gi et meget pålitelig billede av den gjennomsnittlige årringvariasjon fra et mindre skogområde (ORDING 1941a).

Under sin behandling av årringmaterialet som var samlet inn av den 2. finske riksskogtakseringen, hevder BO EKLUND (EKLUND 1944) at prøver fra to—tre hundre trær synes å være i knappeste laget til å bestemme årringindeksene for et så stort landområde som Sør-Finnland.

Uvedkommende avvikelser hos enkeltseriene kan ofte skyldes tennar, og eksentrisk vekst som gjerne følger med tennaren. Av hensyn til denne feilkilde bør man alltid undersøke minst 2 radier av hvert tverrsnitt.

Å måle 2 radier for hvert tre er også gunstig for å kontrollere om alle årringene er regnet med. Det hender, særlig ofte hos bjørk, at en årring kan være helt usynlig i en del av periferien og tydelig i en annen del. (Se fig. 2.) For slik kontroll sammenliknes de grafiske billeder av de to seriene etter endt måling.

Et eksempel på kontroll av utydelige årringer ved hjelp av årringene fra et annet tre viser fig. 7.

Gjelder oppgaven å søke klimabetingede årringindekser, blir det også en rekke andre årsaker å regne med som kan gi tilfeldige variasjoner som bør elimineres. I første rekke kommer hogster og andre bestandsendringer, samt grøfting og liknende bonitetsforandringer. Dernest kommer insektskader, soppsykdommer og liknende. Frøsetningen kan også i merkbar grad forstyrre de direkte klimatisk bestemte vekstvariasjonene. Betydningen av frøårene for årringvariasjonen er allerede antydet av ERLING EIDE 1926 og av ORDING 1941. Elias Mork

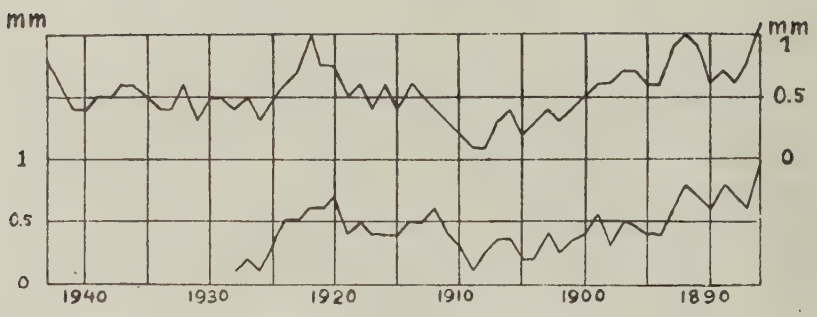


Fig. 7. Årringbredde fra brysthøyde for 2 levende furuer fra Skogforsøksvesenets flate 7 IV, Elverum prestegårdsskog.
På borprøvene for ene furu (nederste diagram) kunne man selv i mikroskopisk snitt ikke skjelne mer enn 10 årringer fra og med 1925. Datering viste at der måtte være 19 stk.
For rekkene selv: r = 0,82 for 43 årringpar i tidsrommet 1886—1928. For tilsvarende 2. ordens differensrekker: r = 0,64.
Om bedømmelse av dateringens sikkerhet, se lenger fram.
Tilfelle funnet og undersøkt under arbeid med Skogforsøksvesenets tilvekstundersøkelser av Per Grindstad og Per Øien.

Annual ring widths for two different pines. In one (the graph at the bottom) it was, even in microscopical sections, impossible to distinguish more than 10 annual rings, starting with 1925. The dendro-chronological dating showed that the number of annual rings must have been 19.

har forsøkt ved resonnement å danne seg en mening om hvor mye et godt frøår må forminske en årring (Mork 1942). Han kommer til at forminskelsen må bli meget vesentlig.

En rekke av disse uvedkommende faktorer kan elimineres ved å regne middel av årringene fra et tilstrekkelig stort antall trær. Ved et omhyggelig utvalg av egnede trær kan man spare arbeid og oppnå like godt resultat med mindre treantall.

Virkningen av frøår kan ikke elimineres ved å øke treantallet og rimeligvis heller ikke ved utvalg. Man har vanlig måttet regne denne virkningen med som en klimabestemt faktor. Sammenhengen mellom klima og vekst blir da imidlertid meget komplisert.

Da ikke alltid alle trærne i et bestand bærer frø samme år, kan virkningen av frøårene også virke forstyrrende for trekronologiske undersøkelser når noen av indeksseriene i undersøkelsen bygger på et lite treantall.

Der har vært hevdet fra enkelte hold (bl. a. DE GEER 1938) at middeltallsberegning i sin alminnelighet forvansket årringvariasjonene ved å jamne ut og gjøre utydelig de mest typiske trekk i variasjonsbilledet. Et godt eksempel på at ikke så kan være tilfelle er BO EKLUNDS undersøkelse av samvariasjonen for de årringseriene den 2. finske riksskogtaksering har samlet inn fra Finnland. (EKLUND 1944 og ILVESSALO 1943.) Han har for 50 indekspar fått en korrelasjonskoeffisient for samhørigheten mellom treslag fra vesentlig forskjellige vekstplasser på opptil 0,9. Hans indeksserier bygger delvis på meget store treantall (se fig. 8). Som man ser av diagrammene i fig. 8, er de karakteristiske utslag meget utpregede.

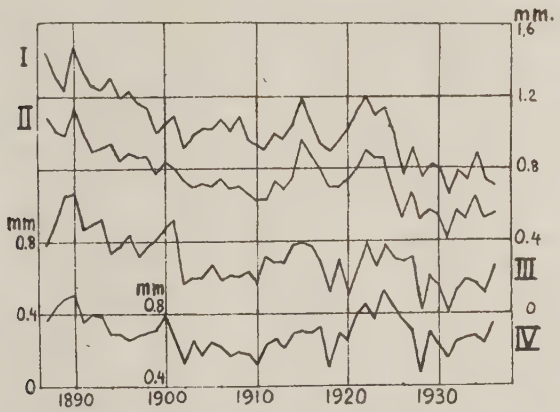


Fig. 8. Prøver på nøye samhørighet mellom årringserier av forskjellig materiale. Etter beretning om den 2. finske riksskogtaksering. (YRJÖ ILVESSALO 1943.)

I. Furu fastmark, Syd-Finnland, middel av 1096 trær.
II. Furu forsumpet mark, Syd-Finnland, middel av 67 trær.
III. Gran, fastmark, Nord-Finnland, middel av 218 trær.
IV. Gran, forsumpet mark, Syd-Finnland, middel av 81 trær.
Enkle ukorrigerte middeltall.
Skalaen til høyre gjelder for I og II, den til venstre gjelder for III og den i midten for IV.

Examples of a close connection between annual ring series from different material. After ILVESSALO *1943.*
I. 1096 pines. II. 67 pines. Both groups from South-Finnland.
III. 218 spruces from firm land, North-Finnland.
IV. 81 spruces from boggy land, South-Finnland.
Simple, uncorrected means.

Middeltallsberegning kan imidlertid forårsake feil og unormaliteter. Størrelsen av disse feilene avhenger av hvilke metoder som brukes for sammenregningen.

I den ferdige årringindeks er det forholdet mellom de forskjellige års indekser som har all interesse. Om der i et prøvemateriale finnes trær eller partier av årringseriene med sterkt avvikende gjennomsnittlig årringbredde, viser det seg at variasjonsvidden for årlige vekslinger avviker på samme måte. Er årringbreddene store, er vekslingene også store og omvendt. Man har vanlig som en selvfølge regnet at variasjonsvidden skal være proposjonal med gjennomsnittlig årringbredde.

For å undersøke om så er tilfelle, har jeg brukt noen av de før omtalte serier fra den finske riksskogtaksering. (Ilvessalo 1943.) Her er for furu på fastmark, Sør-Finnland skjelnet mellom 4 aldersgrupper. Hver aldersgruppe har forskjellig gjennomsnittlige årringbredder. De eldste trær har de minste, og der er jamn stigning mot de yngre. Som uttrykk for vekslingsintensiteten har jeg brukt midlere tallverdi av 2. ordens differensrekker (se tabell 2). 2. ordens differensrekker kan betraktes som uttrykk for forskjellen mellom en årringbredde og midlet av naboårringbreddene og skulle derfor være et godt mål på vekslingsintensiteten. (Om differensrekker, se også side 230.)

Da serien for furu under 60 år bare er målt for tidsrommet 1900—36, mens de andre seriene er målt også for tidsrommet 1887—1900, er der beregnet 2 sett serier. De nederste, basert på det lengste tidsrom, blir de mest pålitelige.

Man ser av tabellen at de brede årringene fra de yngre trær varierer betydelig sterkere enn årringene fra eldre, mer seintvoksende trær. Regner man med proposjonalitet mellom variasjonsevnen, slik den her er uttrykt, og gjennomsnittlig årringbredde, skulle forholdstallene mellom variasjonstall og årringbredder bli konstant. På tabellen er disse forholdstall regnet ut. Ser man på nederste sett tall, som skulle være de sikreste, blir overensstemmelsen bra.

Man må her være oppmerksom på at de 2 faktorene alder og vekstintensitet ikke er atskilt. Den minskning i forholdstallene som kan spores fra de minste (og eldste) årringene til de større og yngre, skyldes rimeligvis alderen alene. Det er kjent også fra flere andre undersøkelser at eldre trærs årringer er mer følsomme for klimavekslinger enn yngre.

Tabell 2.

Viser variasjonsevnen hos furuårringer av forskjellig alder og forskjellig gjennomsnittlig årringbredde.
Variasjonsevnen belyst ved hjelp av midlere tallverdi for 2. ordens differensrekker.
Etter årringanalyser fra Sør-Finnland (ILVESSALO 1943).
Differensene er angitt i $\frac{1}{100}$ mm.

		Aldersklasser					
		∠60 år *years*	61–80 år *years*	81–120 år *years*	120+ år *years*		
Årringer fra årene 1900–1936	Midlere differens	18,5	16,7	13,6	9,2	*Mean difference*	*Annual rings from the years 1900–1936*
	Differens pr. mm årring-bredde	12,8	13,3	15,4	15,1	*Difference pr. mm of ring width*	
Årringer fra årene 1887–1936	Midlere differens		17,7	12,8	8,5	*Mean difference*	*Annual rings from the years 1900–1936*
	årring-bredde *Differens pr. mm*		12,9	13,4	13,2	*Difference pr. mm of ring width*	
		Age classes					

The variability in annual rings in Pinus silvestris differing in age and mean ring width.
The variability is illustrated by the mean 2nd order difference regardless of its sign.
From annual ring analyses from South Finnland (ILVESSALO *1943*).
The difference are expressed in $\frac{1}{100}$ *mm.*

Den standardisering av årringseriene til indekser som vanlig brukes når man regnet ut forholdet mellom serienes verdier og tilsvarende verdier på en utjamnet livskurve, forutsetter proposjonalitet mellom årringvekslingene og de verdier årringene normalt skulle ha etter livskurven. Av denne grunn kan indekstallene forvanskes i høy grad ved ufullkommen alderskorreksjon. Er alderskorreksjonen ufullkommen, kan der bli partier i en årringserie hvor nivået av alderskurven og tilsvarende nivå for årringseriene ikke stemmer overens. Alderskorreksjonen gir da en forvanskning av slike partier, ikke bare av hovedgangen i indeksserien, men også av vekslingene fra år til år, som blir for svake eller for sterke i forhold til vekslingen i andre deler av serien. På fig. 9 ser man et eksempel på at en alderskurve som betegner gjennomsnittlig aldersutvikling for flere trær, passer mindre godt for et av enkelttrærne i materialet. Vekslingene fra år til år i indeks II er antagelig nærmest de riktige.

Skal man regne middeltall av flere serier bør seriene på forhånd være slik omregnet at de gjennomsnittlige årringbredder er noenlunde like for hver serie. Gjør man ikke det, vil middeltallet bli svekket ved at seriene med de bredeste årringene gis for sterk vekt. Man må med andre ord regne ut et veiet middeltall, med vekter omvendt proposjonale med gjennomsnittlig årringbredde. Det kan også synes rimelig etter det som er nevnt foran at man ikke uten videre kan regne sammen til middeltall serier av forskjellig levealder, men først alderskorrigere dem og så regne middeltall av indeksene. ORDING regner med at man skal alderskorrigere og omregne til samme midlere årringbredde seriene fra hvert enkelt tre før middeltallsberegningen. Denne metode fører med seg et meget stort regnearbeid. Man kan dog sikkert forenkle arbeidet uten å tape noe vesentlig i nøyaktighet ved å regne sammen mindre grupper av serier for noenlunde enaldrende trær av ens vekst uten vektberegning, og før der er foretatt noen alderskorreksjon.

Kan man forutsette at alle de serier som skal sammenregnes kan alderskorrigeres ved hjelp av en funksjon $y = \frac{k}{1{,}0\ p^x}$ (se side 205) kan man utføre middeltallsberegning (om nødvendig,

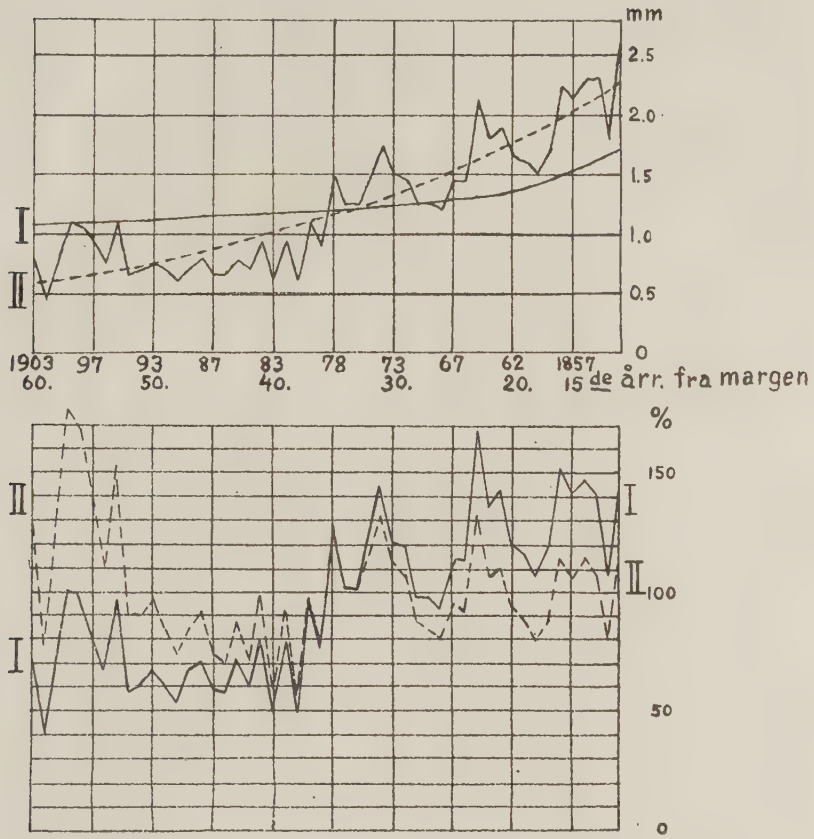


Fig. 9. Eksempel på forskjell mellom utregnede indeksserier ved 2 forskjellige alternativer av alderskorreksjon.
Øverst opprinnelige målte årringer for en furu.
I. Alderskurve utregnet på grunnlag av AANDSTAD—ORDINGS alderskorreksjonsmåte. Midlere aldersutvikling fra de innerste årringene av for 11 furuer, Mårud, Sør-Odal, den her oppførte iberegnet.
II. Utjamningskurve etter funksjonen $y = \frac{k}{1{,}0\ p^x}$ for foreliggende tallserie ($p = 2{,}8$).
Nederst indekstall som hører til de 2 alderskurver. Man ser at billedet av indeksserien for de 2 alternativer blir forskjellig på flere måter.

Examples of the difference between computed index series at two different alternatives for the correction for effect of age.
At the top measured annual rings from a pine with two alternatives for the correction for age.
At the bottom index numbers corresponding to the two alternatives.
Alternative I. Age curve according to the methods of ORDING *and* AANDSTAD. *Mean development of age for 11 pines.*
Alternative II. A smoothened curve of the function $y = \frac{k}{1{,}0\ p^x}$ *($p = 2{,}8$), fitted into annual series of this pine*

med vekter) uten videre og alderskorrigere middeltallet under ett til slutt.

Jo større prøvematerialet er, desto mindre påkrevd blir det å gi de forskjellige serier den riktige vekt i middeltallet. Årringseriene fra den finske riksskogtakseringen (Ilvessalo 1943) er sammenregnet til middeltall ved hjelp av enkle aritmetiske midler uten omregning av noe slag.

Man må dog gå ut fra at man kan styrke selv et stort materiale merkbart ved å innføre vektsystem for middeltallsberegningen.

I stedet for å regne med veiede aritmetiske middeltall, kan man bruke geometrisk middel. Forholdstallene mellom de forskjellige års årringbredder vil da uten videre bli gitt samme vekt hva enten årringene i serien gjennomsnittlig er små eller store. At så blir tilfelle kan innsees av følgende:

Man forutsetter en rekke målte årringbredder hvor 2 vilkårlig uttatte verdier er a og a_n. Forholdet $\frac{a_n}{a} = f$. I en annen rekke er de tilsvarende verdier A og A_n med forholdstall $\frac{A_n}{A} = F$. Regner man middeltall mellom a og A samt a_n og A_n som man kan kalle α og α_n, burde forholdstallet $\frac{\alpha_n}{\alpha}$, som vi kan kalle φ, bli et middeltall mellom forholdstallene f og F. Derved er den relative forandring av årringbredden innen de 2 rekkene gitt samme vekt.

Regner man aritmetisk middel, får man:

$$\varphi_a = \frac{\frac{1}{2}(a_n + A_n)}{\frac{1}{2}(a + A)} = \frac{\frac{1}{2}(af + AF)}{\frac{1}{2}(a + A)}$$

$$= \tfrac{1}{2}(f + F) + \tfrac{1}{2}\frac{(A - a)\ (F - f)}{a + A}$$

Første ledd i siste uttrykk er middeltallet mellom F og f. Andre ledd blir forskjellen fra dette middeltallet. Man ser at forskjellen blir avhengig av (A − a) og (F − f). Det vil si

at forutsetningen for at det aritmetiske middel skal gi et korrekt resultat er at de rekkene som skal sammenliknes er mest mulig ensartede både med hensyn til absolutte som forholdsmessige mål.

Bruker man geometrisk middel, får man:

$$f_g = \frac{\sqrt{a_n \, A_n}}{\sqrt{a \cdot A}} = \frac{\sqrt{af \cdot AF}}{\sqrt{a \cdot A}} = \underline{\sqrt{fF}}$$

Det vil si at forholdstallet for geometriske middeltall alltid blir det geometriske middel mellom forholdstallene i opprinnelige rekker.

Resonnementet er forenklet ved at der er regnet bare med 2 rekker. Det blir nøyaktig tilsvarende om man regner med flere.

I et arbeid om sikkerheten ved trekronologisk datering av Brono Huber (Huber 1943) er brukt en logaritmisk skala til grafisk framstilling av årringvariasjonen. Denne metoden kan logisk begrunnes. Avsetter man grafisk logaritmene i stedet for årringbreddene selv, blir forskjellen mellom 2 vilkårlig valgte årringbreddemål bare avhengig av forholdstallene mellom årringbreddene. Har vi en årringbredde a og en annen a_n med forholdstall $\frac{a_n}{a} = f$, og avsetter disse i vanlig lineær skala, blir forskjellen:

$$a_n \div a = af \div a = a\,(f \div 1)$$

Det vil si at forskjellen blir proposjonal med a.

Avsetter vi logaritmene til a og a_n, blir forskjellen:

$$\log a_n \div \log a = \log (af) \div \log a = \log f$$

Det vil si at denne forskjellen er uavhengig av a og avhengig bare av f.

Avsetter man en ukorrigert årringserie i logaritmisk skala, vil derfor forskjellen mellom naboårenes årringbredder gjennomsnittlig bli like stor for brede som for smale årringer. Man

oppnår altså meget av det samme man søker ved alderskorreksjon og standardisering uten noen som helst utregning (se fig. 10).

I trekronologiske arbeider har der gjerne vært lagt mest vekt på differenser mellom naboårringer. Vil man bygge dateringen bare på slike differenser, blir vanlig alderskorreksjon og standardisering unødig. Man må da sammenregne seriene til middeltall ved hjelp av geometriske midler og datere på grunnlag av differenser mellom logaritmene. Differensene mellom logaritmene for naboår blir da noenlunde likeverdige

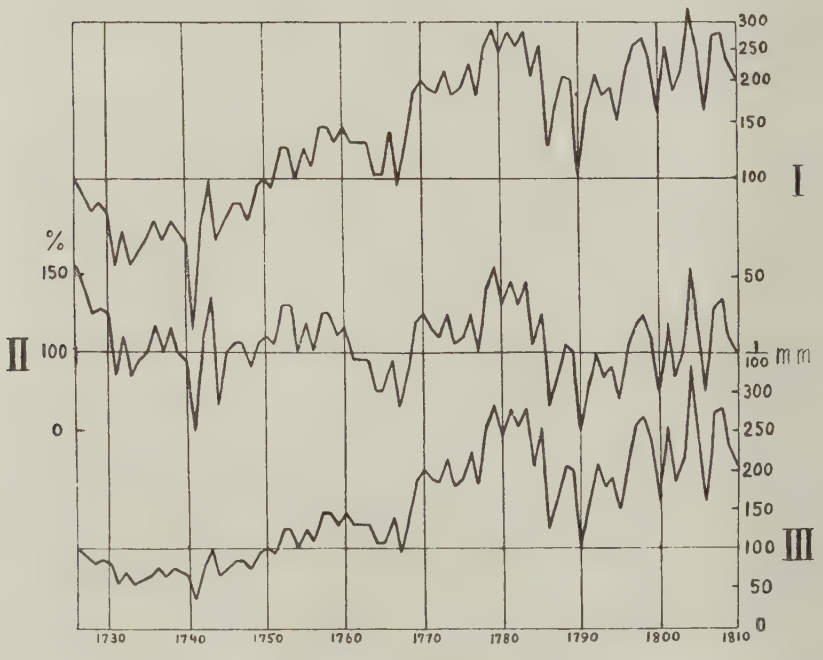


Fig. 10. Samme årringserie framstilt på 3 forskjellige måter. Eidems årringserie av gran IV a, Damtjernås (Eidem 1943).

I. Ukorrigerte årringer, framstilt i logaritmisk skala.

II. Eidems alderskorrigerte indekser av samme serie.

III. Ukorrigerte årringer framstilt i vanlig, lineær skala.

The identical annual ring series presented in three different ways. A series from a spruce (after Eidem, *1943).*

I. Uncorrected annual rings, presented on a logarithmic scala.

II. Eidem's *indexes for the identical series corrected for age.*

III. Uncorrected annual rings presented on an ordinary, linear scale.

med direkte differenser mellom verdiene i en alderskorrigert og standardisert indeksskala.

Skal en gå fram på denne måten kreves det at de minste årringene er målt med særdeles stor nøyaktighet.

Det kan være grunn til å tvile på om årringene fra eldre trær reagerer på samme måten på klimaveksling som fra yngre. EKLUND har i det før nevnte arbeid, grunnet på materiale fra den finske riksskogtaksering, sammenliknet 4 aldersklasser for furu ved hjelp av korrelasjonsanalyse. Selv har jeg regnet ut korrelasjonen mellom 2. ordens differensrekker for de samme serier. 2. ordens differensrekker er et godt mål på vekslingen for nærliggende år — for korttidsvekslingen — og er uavhengig av ufullkommen alderskorreksjon. De funne korrelasjonskoeffisienter sees av tabell 3. Man ser at samhørigheten er meget god for alle aldersklasser og for begge arter av korrelasjonsberegning. Dog kan en merke en tydelig minkning av samhørigheten desto større aldersforskjellen er mellom rekkene.

I det nevnte materiale er der ikke medtatt trær under 50 år og det synes som om der er forholdsvis få særlig gamle trær. For å se hvorledes forholdet stiller seg når aldersforskjellen mellom trærne er større, har jeg tatt for meg seriene fra en årringundersøkelse jeg har gjort i Porsanger, Finnmark (RUDEN 1935). Indeksseriene er stilt opp i tabell 4 og fig. 11. Korrelasjonen mellom indeksene for forskjellige aldersklasser og deres 2. ordens differensrekker vises av tabell 5.

I store trekk bekrefter denne undersøkelsen de slutninger som ble dratt av EKLUNDS materiale. De viser at man, i hvert fall for furuens vedkommende, trygt kan regne sammen årringer med temmelig stor aldersforskjell. De viser imidlertid at der må være en liten systematisk forskjell på reaksjonsmåten hos eldre og yngre trær, — en forskjell som blir merkbar for meget stor aldersforskjell. Ved særlig nøyaktige undersøkelser skulle der derfor være grunn til å legge hovedvekten på årringer innenfor rimelige aldersgrenser.

Tabell 3.

Korrelasjon mellom årringindekser av forskjellig aldersklasser. Indekser av furu, Sør-Finnland. Etter ILVESSALO 1943 og EKLUND 1944. 37 indekspar for korrelasjoner hvor aldersklassen < 60 år er medregnet, for øvrig 50 indekspar.

	Age 1936 Alder 1936	*Age classes* Aldersklasser					
		< 60 år *years*	61–80 år *years*	81–120 år *years*	120+ år *years*		
Alders klasser *Age classes*	< 60 år *years*		0,93	0,91	0,83	Koeffisient for korrelasjon mellom indeksene selv	*Correlation coefficients for the indexes*
	61–80 år *years*	0,96		0,93	0,83		
	81–120 år *years*	0,93	0,96		0,92		
	120+ år *years*	0,85	0,82	0,90			
Korrelasjonskoeffisient for 2den ordens differensrekker *Correlation coefficients for the 2nd order differenses*							

Correlation between annual ring indexes for different age classes. Indexes for pine, South Finnland (ILVESSALO *1943 and* EKLUND *1944*).

For correlations including the age class < 60 years, the number of variables is 37. For the remaining correlations the number of variables is 50.

Tabell 4.

Årringindekser for furu fra Porsanger, Finnmark. Korrigert for aldersvirkning etter ORDINGS metode. Middelkurven standardisert til prosent av midlere årringbredde i tidsrommet 1901—1930.

Age classes Aldersklasser	År *year*	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
(Age) I	1900—1909	54	109	80	44	72	82	86	91	108	72
Alder 1934	1910—1919	66	81	110	93	99	121	118	93	109	90
55—75 år *(years)*	1920—1929	92	97	120	118	122	158	123	139	70	94
Middel av 6 trær	1930—1934	141	128	103	118	96					
Mean of 6 trees											
(Age) II											
Alder 1934	1900—1909	87	116	83	57	74	67	70	73	98	76
88—100 år *(years)*	1910—1919	72	83	102	94	97	111	113	109	116	95
Middel av 5 trær	1920—1929	90	99	117	113	114	137	109	135	90	85
Mean of 5 trees	1930—1934	140	125	106	125	124					
(Age) III											
Alder 1934	1900—1909	70	113	81	43	65	55	60	53	71	55
105—125 år *(years)*	1910—1919	58	66	82	75	85	104	108	90	117	106
Middel av 6 trær	1920—1929	115	120	146	141	145	168	118	120	94	87
Mean of 6 trees	1930—1934	139	141	113	123	174					
(Age) IV											
Alder 1934	1900—1909	69	98	71	34	56	59	65	63	83	69
170—260 år *(years)*	1910—1919	60	68	89	83	92	111	116	99	118	108
Middel av 7 trær	1920—1929	105	107	133	126	131	152	113	124	92	86
Mean of 7 trees	1930—1934	140	135	114	134	198					
(Age) V											
Alder 1934	1900—1910	76	101	80	40	70	61	57	59	76	57
365—420 år *(years)*	1910—1919	44	42	78	76	80	91	106	91	106	120
Middel av 4 trær	1920—1929	112	120	129	131	129	154	110	127	116	103
Mean of 4 trees	1930—1934	171	154	112	141	171					
Middel av	1900—1910	78	113	81	46	68	63	68	65	87	69
Mean of	1910—1919	66	75	95	87	95	113	117	103	122	107
II, III og IV	1920—1929	107	113	137	132	135	158	118	131	96	89
18 trær *(trees)*	1930—1934	145	139	115	132	172					

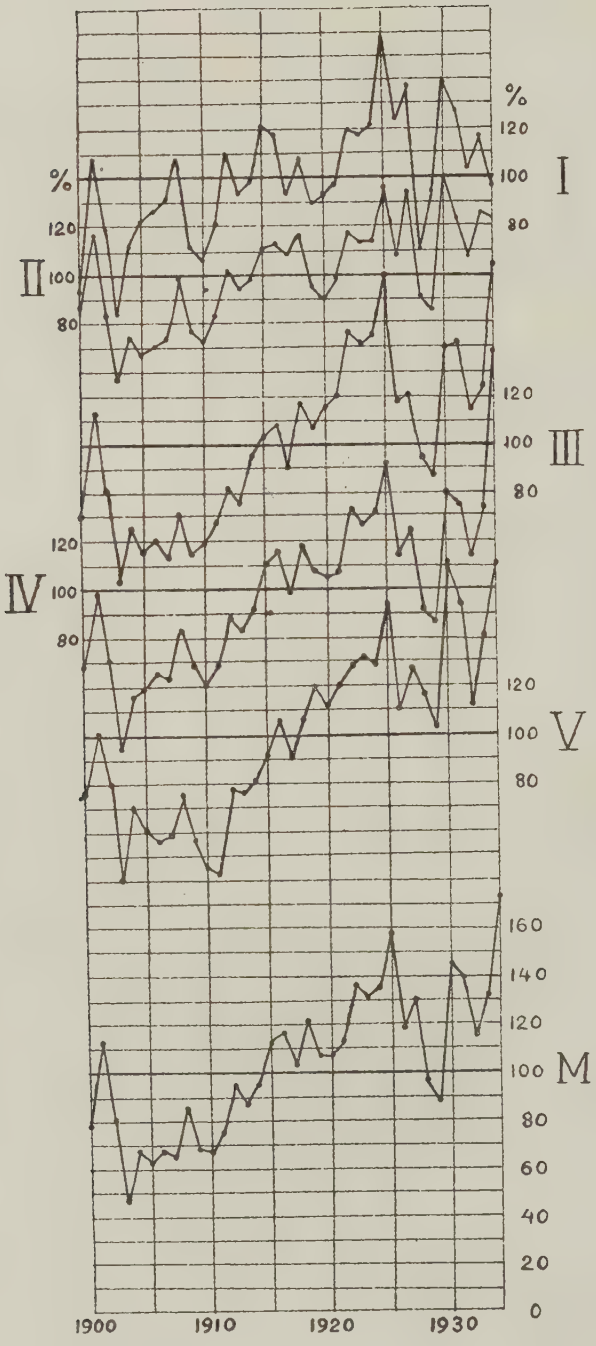

%
120
100
80
I
II
III
IV
V
M
160
140
60
40
20
0
1900
1910
1920
1930

Fig. 11 og tabell 4. Diagram og tabell som viser alderskorrigerte og standardiserte årringindekser for forskjellige aldersklasser av furu fra Porsanger. Middel av 4 borprøver i brysthøyde fra hvert tre.

I.	Middel	av	6	trær.	Brysthøydealder	1934,	55	til	75 år.
II.	»	»	5	»	»	1934,	88	»	100 »
III.	»	»	6	»	»	1934,	105	»	125 »
IV.	»	»	7	»	»	1934,	170	»	260 »
V.	»	»	4	»	»	1934,	365	»	420 »

M. Middeltall av nr. II, III og IV. Middelindeks 1901—1930 = 100.

A graph and table showing annual ring indexes for different age classes of Pine from Porsanger, Norway, corrected for age and standardized. Mean of 4 borer samples from each tree at breast height.

I. Mean of 6 trees. Age at breast height 1934, 55 to 75 years.
II. Mean of 5 trees. Age at breast height 1934, 88 to 100 years.
III. Mean of 6 trees. Age at breast height 1934, 105 to 125 years.
IV. Mean of 7 trees. Age at breast height 1934, 170 to 260 years.
V. Mean of 4 trees. Age at breast height 1934, 365 to 420 years.
M. Mean of Nos. II, III, and IV. Mean index in the period 1901—1930 = 100.

Tabell 5.

Korrelasjon mellom årringindekser av forskjellige aldersklasser. Indekser fra furu, Porsanger, Finnmark (se tab. 4).

Aldersklasser — *Age classes*								
Age 1934 Alder 1934	I 55–75 år *years*	II 88–100 år *years*	III 105–125 år *years*	IV 170–260 år *years*	V 365–420 år *years*		
I 55–75 år *years*		0,88	0,76	0,74	0,71	Koeffisient for korrelasjon mellom indeksene selv	*Correlation coefficient for the relation between the indexes themselves*
II 88–100 år *years*	0,92		0,88	0,89	0,86		
III 105–125 år *years*	0,81	0,86		0,96	0,94		
IV 170–260 år *years*	0,83	0,89	0,97		0,93		
V 365–420 år *years*	0,73	0,84	0,84	0,87			
Korrelasjonskoeffisient for 2den ordens differensrekker							
Correlation coefficient for the 2nd order differenses							

Aldersklasser — *Age classes*

Correlation between annual ring indexes for different age classes. Indexes for pine from Porsanger, Finnmark, Norway (See Tab. 4).

Det har vært vanlig, som en standardisering av indeksseriene, å regne om alle indekser til middeltall = 100 for serien i sin helhet.

Er flere serier av ulike lengde eller omfatter forskjellige tidsrom, blir de allikevel ikke helt sammenlignbare, takket være langtidsvekslingene.

Er for eksempel den ene av 2 serier beregnet av årringene fra årene 1881 til 1910 og den annen av årringer fra 1901—30, og midlere indeks for begge serier er 100, vil indeksene for fellestidsrommet 1901—10 kunne bli meget forskjellig selv om seriene stammer fra samme materiale. Tabell 6 viser hvor forskjellige disse 10 felles indeksene kunne ha blitt om begge serier hadde vært overensstemmende med en av ORDINGS grunnskalaer.

Det måtte være en fordel om de forskjellige årringforskere kunne bli enige om en bestemt normalperiode. Man kunne for eksempel regne om alle indeksserier slik at middeltallet for perioden 1901—30 ble lik 100.

En slik standardisering av årringindeksene ville ha betydning f. eks. om man kunne stille opp regler for avhengighet mellom målbare klimatiske faktorer og årringvekslingen. Målet for en slik undersøkelse måtte være å kunne slutte fra bestemte data for temperatur, nedbør, og liknende fra meteotorlogiske stasjoner til nærliggende distrikters normale årsvekst i forhold til m i d l e r e å r s v e k s t i n n e n e n v i s s p e r i o d e.

Lar man være å regne med sistnevnte moment, må undersøkelsen savne fast holdepunkt.

Når en skal regne middeltall av flere årringserier, vil ofte de forskjellige serier som skal regnes sammen være av forskjellig lengde. Mot de eldste deler av indeksserier som skal gå særlig langt tilbake vil middeltallene bli regnet ut av stadig færre trær.

Hvis man uten videre summerer slike ufullkomne samlinger av indeksserier og regner middeltall, vil man kunne forårsake feil som er særlig merkbare for de kortvarige vekslingenes vedkommende. Selv om rekkene på forhånd er alderskorrigert og standardisert, vil nivået for ellers samhørige indeksserier nemlig kunne være temmelig forskjellig (se tabell 7).

Tabell 6.

Eksempel på hvorledes indekstallene for årringserier kan forandres etter som man legger forskjellig tidsrom til grunn for normalperioden.

Eksempel fra ORDINGS grunnskala I, Steigen—Sørfold. Årringindeksene for tidsrommet 1901—1910 under forutsetning av at middelindeks i tidsrommet 1881—1910 = 100 og under forutsetning av at middelindeks i tidsrommet 1901—1930 = 100.

Standard period *Normalperiode*	1901	1902	1903	1904	1905	1906	1907	1908	1909	1910
1881—1910.....	106	83	78	81	90	92	98	106	79	82
1901—1930.....	92	72	68	70	78	80	85	92	69	71

An Illustration of the manner in which the index figures for annual ring series can be changed according to the different periods used as bases of the standard period.

An example from ORDINGS *Standard scale I, Steigen, Sørfold. The indexes for the annual rings for the period 1901—1910, on the assumption that the mean indexes for the periods 1881—1910 and 1901—1930 both equal 100.*

Tabell 7.

Eksempler på sammenregning av årringindeksserier av forskjellig lengde. Eksempler fra (ORDING 1941 a) og (EIDEM 1943).

Av EIDEMS serier						Av ORDINGS serier					
År *year*	Stor-odden	Sør-ungen	Hil-mo	Van-lig mid-del	Kor-rigert mid-del	År *year*	Gro-vatn	Rørstad-dalen		Van-lig mid-del	Kor-rigert mid-del
								Frisk furu	tørr-furu		
1560	135	175	150	153	153	1419	90	140	130	120	120
1559	105	200	200	168	168	1418	100	150	135	128	128
1558	110	250		180	198	1417	120		130	125	136
1557	95	200		198	218	1416			150	150	157
1556	95	175		135	149	1415			130	130	136
1555	85	100		93	102						
1554	100			100	120						
1553	140			140	168						

Exampel of the calculation:

Eksempel på utregningen:

(Correct mean)

Korrekt middel for 1558:

$$\frac{110 + 250}{105 + 200} \cdot 168 = 198$$

for 1557: $\frac{198}{180} \cdot 198 = 218$

» 1554: $\frac{100}{85} \cdot 102 = 120$

» 1553: $\frac{120}{100} \cdot 140 = 168$

osv.
etc.

(Correct mean)

Korrekt middel for 1417:

$$\frac{120 + 130}{100 + 135} \cdot 128 = 136$$

for 1416: $\frac{150}{130} \cdot 136 = 157$

» 1415: $\frac{157}{150} \cdot 130 = 136$

osv.
etc.

Examples of annual ring indexes of varying lengths being worked together. Examples from ORDING, *1941 a and* EIDEM, *1943.*

Prinsippet for en korrekt sammenregning av slike indeksserier av forskjellig lengde må være at man gjør alle forholdstall mellom middelindeksene mest mulig overensstemmende med materialet.

Idet man går over fra et år hvor middeltallet regnes av n indekser til et nytt år bakover i tiden hvor man må nøye seg med (n ÷ m) indekser for middeltallsregningen, vet man ikke noe annet om forholdstallene mellom årringindeksene for de 2 årene enn det de (n ÷ m) indeksseriene forteller. Forholdet mellom middelindeksene for 2 slike år bør derfor være like stort som det de (n ÷ m) seriene gir alene.

Hvorledes en slik korreksjon kan utføres kan en best se av et eksempel. For EIDEMS serier i tabell 7 blir en korreksjon nødvendig for året 1558. Her gir vanlig middeltall verdien 180. Forholdstallet for årringene fra 1558 og 1559 er $\frac{110 + 250}{105 + 200}$ for de 2 seriene hvor begge disse årene er regnet med. Det er da rimelig at middeltallet for 1558 blir korrigert slik at forholdstallet mellom denne årringen og den foregående nettopp blir $\frac{110 + 250}{105 + 200}$, det vil si at årringen for 1558 blir satt lik $\frac{110 + 250}{105 + 200} \cdot 168 = 198$ istedenfor 180. Skal forholdstallene videre bakover i tiden fremdeles bli riktige, må de gis samme korreksjon, det vil si, multipliseres med faktoren $\frac{198}{180}$. For 1555 får man på denne måten den korrigerte verdi 102. Fra 1555 til 1554 har man et nytt sprang i serieantallet. Da må man gå ut fra den verdien man har regnet ut for 1555, nemlig 102, og igjen regne ut den korrigerte verdi for 1554 etter samme regel som man fant korrekt verdi for 1558. Etter samme regler er de andre korrigerte verdier i tabell 7 regnet ut.

Når antall rekker som skal regnes sammen er såpass som 5 eller mer for alle år og rekkene er noenlunde overensstemmende, blir en slik korreksjon uten betydning.

KOLMODIN (1923) har angitt en liknende korreksjonsmåte for slike tilfeller.

Hvis man vil regne sammen ukorrigerte årringserier av forskjellig alder ved hjelp av geometriske midler blir en korrek-

sjon som vist ovenfor helt nødvendig. Ved geometrisk middeltallsregning blir korreksjonen enklere å utføre.

I eksemplet ovenfor har man multiplisert de aritmetiske middeltall med korreksjonskoeffisienter. Ved bruk av geometriske middeltall må man på tilsvarende måte addere eller subtrahere korreksjonstall til middeltall for logaritmene.

IV. Om sikkerheten ved trekronologisk datering.

Datering av trevirke ved hjelp av årringanalyser foregår ved okulært å jamnføre et diagram av en årringindeksserie med diagram av en tidligere tidfestet grunnskala.

Skal dateringen være mulig, må man forutsette at de trær som danner grunnlaget for grunnskalaen og de trestammene som skal dateres har vært påvirket i vesentlig grad av de samme vekslinger i vekstfaktorene.

De eneste vekstfaktorer, hvis vekslinger kan gi brukbart grunnlag for datering i sin alminnelighet er de klimatiske.

Ording (1941 a) har søkt klarlagt innenfor hvilke grenser man kan vente en overenstemmelse som kan gi grunnlag for datering. Etter Ording er grunnlaget for sikker datering bare til stede under våre klimaforhold når både dateringsmateriale og grunnskala stammer fra samme treslag og samme landsdeler. Ved å bruke metoder som vil bli beskrevet i det følgende, ser det ut for at man kan utvide denne begrensning noe.

Til vurdering av dateringens sikkerhet har Ording innført bruken av korrelasjonskoeffisienten r. for sammenpassede indeksserier. For at prøven skal få full verdi, har han foreslått å regne ut korrelasjonskoeffisienten på grunnlag av en serie indekspar som ikke er anvendt til selve dateringen, som må skje okulært av diagram.

Til bedømmelse av om den funne korrelasjonskoeffisient er tilfredsstillende, regner Ording også ut middelfeilen på r etter elementær feilsannsynlighetsteori, $\sigma_r = \pm \frac{1 \div r^2}{\sqrt{n}}$. Dessuten har han foreslått å undersoke hvorledes korrelasjonen forandrer seg når seriene forskyves et eller to år i forhold til hverandre. Hvis der derved inntreffer et tydelig fall i korre-

lasjonskoeffisienten, mener ORDING at dette kan tas som en ytterligere bekreftelse av dateringen.

Der kan pekes på to momenter som viser at ORDINGS bruk av korrelasjonskoeffisienten til å bedømme en daterings sikkerhet enda er noe ufullkommen.

For det første kan 2 serier være overbevisende samhørige uten at korrelasjonskoeffisienten er særlig stor. Et slikt eksempel vises i figur 12. Ser man på vekslingen fra år til år, vil man finne en meget pen overensstemmelse, — så god overensstemmelse at man kan ha vanskelig for å gå med på at den kan skyldes tilfeldig likhet. Korrelasjonskoeffisienten er imidlertid bare 0,16 for 50 indekspar, det vil si at korrelasjonen skulle være høyst usikker.

Når korrelasjonskoeffisienten her blir så liten, kommer det av at mer langbølgede vekslinger ikke stemmer overens. Er materialet lite, eller ufullkomment for øvrig vil ofte langbølgede vekslinger stemme dårlig overens selv om vekslingene fra år til år stemmer meget nøye. Skal de utarbeidede grunnskalaer brukes til datering, kan det bli de eldste deler av skalaene som får størst interesse. Nettopp disse deler av grunnskalaene er gjerne bygd opp av et lite og ufullkomment materiale.

Dernest kan man gjøre den innvending at middelfeilen, $\sigma_r = \pm \frac{1 - r^2}{\sqrt{n}}$ er et utilfredsstillende grunnlag for avgjørelse av hvilken størrelse korrelasjonskoeffisienten bør ha for at sikkerheten skal være tilfredsstillende.

Det er grunn til å forsøke å finne et bedre mål på sikkerheten av funne korrelasjonskoeffisienter.

De eiendommeligheter ved årringrekkene som bl. a. DOUGLAS, MAC-DOUGAL og DE GEER har lagt størst vekt på ved sine dateringer er ikke overensstemmelser av den natur som korrelasjonskoeffisienten gir uttrykk for. Særlig DE GEER fremhever betydningen av overensstemmelse mellom «maksima» og «minima». Et maksimum regnes å inntreffe for et år som har stor årringbredde i forhold til naboårene, motsatt for et minimum. Hvis de mest utpregede «maksima» og «minima» faller sammen for 2 jamførte serier, regnes overensstemmelsen for sikker selv om, for eksempel, den ene serien er jamt stigende og den annen jamt synkende. Korrelasjonskoeffisienten vil da kunne bli

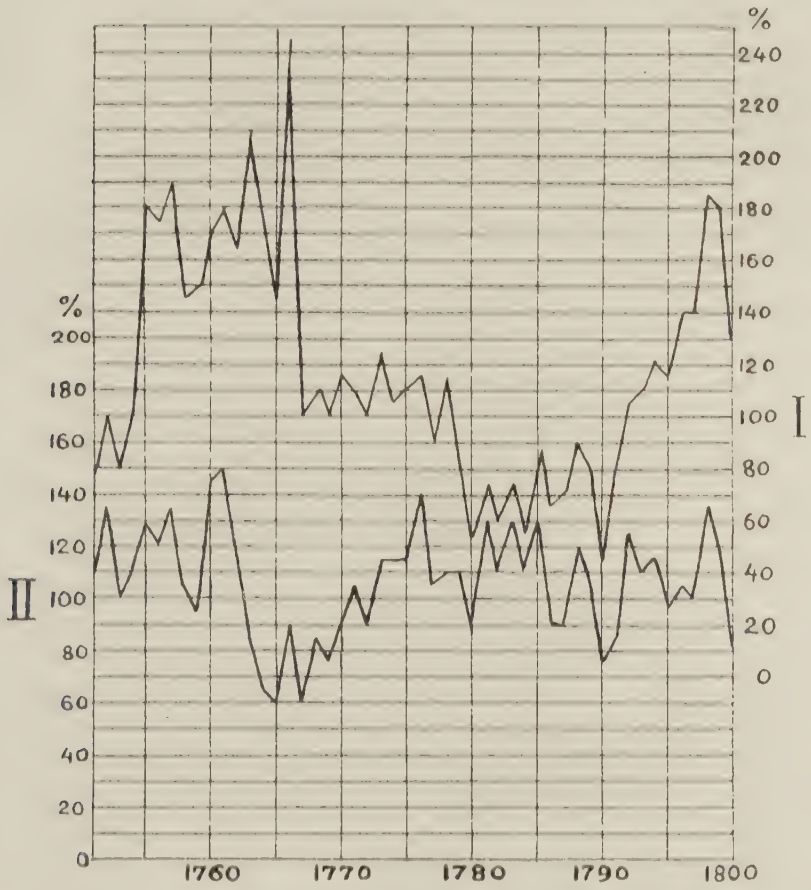


Fig. 12. To indeksserier fra PER EIDEMS undersøkelser over granens vekstvariasjoner i Selbu, Sør-Trønelag. I. Kulvik, II Liåsen. Koeffisient for korrelasjonen mellom seriene direkte, r = + 0,16 for 50 indekspar. Koeffisient for korrelasjon mellom 2. ordens differensrekker, r = + 0,71.

Two index series from PER EIDEMS *investigations on the variations in the annual growth of spruce in Selbu, Norway.*
The coefficient for the correlation between the series: r = + 0,16 for 50 pair of indexes. For the 2nd order differences in the identical pairs the correlation coefficient r = + 0,71.

negativ tross meget god overensstemmelse mellom «maksima» og «minima».

For å gi DE GEERS synsmåter et matematisk og mer objektivt grunnlag, vil jeg foreslå at man bruker korrelasjonen mellom 2. ordens differensrekker som et hjelpemiddel til å bestemme en daterings sikkerhet.

Har man en opprinnelig serie med n ledd,

$a_0, a_1, a_2, a_3, \ldots\ldots\ldots a_n$

blir 1. ordens differensrekker:

$(a_0 - a_1), (a_1 - a_2), (a_2 - a_3) \ldots\ldots\ldots (a_{n-1} - a_n)$

og 2. ordens differensrekker:

$[(a_0 - a_1) - (a_1 - a_2)], [(a_1 - a_2) - (a_2 - a_3)] \ldots\ldots\ldots$
$\ldots\ldots [(a_{n-2} - a_{n-1}) - (a_{n-1} - a_n)]$

Utregnet, blir første ledd av 2. ordens differensrekkene: $a_0 - 2a_1 + a_2$. Man ser herav at man ved å regne ut 2. ordens differensrekker får 2 verdier færre enn i den opprinnelige serie. For serier med over 20 indekspar har dette lite å bety. Dessuten ser man at verdien i 2. ordens differensrekkene logisk horer sammen med bestemte års verdier fra opprinnelig serie, at for eksempel 2. ordens differensen $a_0 - 2a_1 + a_2$ er symmetrisk om og horer sammen med verdien $\bar{a}_1$. Man sier at rekken er sentralisert (ANDERSSON 1927). Dette er ikke tilfelle med en 1. ordens differensrekke.

Skriver man opp leddet $a_0 - 2a_1 + a_2$ slik:

$$-2\left(a_1 - \frac{a_0 + a_2}{2}\right),$$

ser man klart at 2. ordens differensrekker nettopp er et uttrykk for forskjellen mellom et års årringbredde og middeltallet av naboårringbreddene, det vil si nettopp det karaktertrekk som bl. a. de Geer regner med som det mest betydningsfulle.

Det har interesse å vite at forskjellen mellom opprinnelige serier og deres 3-årige lopende middel er $^1/_3$ av 2. ordens differensrekker med motsatt fortegn. Av rekken $a_0, a_1 \ldots . a_n$ har man nemlig:

$$a_2 \div \frac{a_1 + a_2 + a_3}{3} = \div \frac{a_1 \div 2a_2 + a_3}{3}$$

Trekker man $^1/_3$ av tallverdien for 2. ordens differenser fra tilhørende utgangsverdier, får man altså de 3 årig løpende midler som rest. Man kan da, iallfall med en grov tilnærmelse, regne at man har delt opp den opprinnelige serie i 2 uavhengige komponenter, — en langbølget og en ekstremt kortbølget (Andersson 1927). 2. ordens differensrekker kan derfor betraktes som et uttrykk for den opprinnelige serie hvor alle vekslingene med vesentlig lengre perioder enn 3 år er sjaltet ut.

Har man ved vanlig korrelasjonsregning funnet en lav korrelasjonskoeffisient for indeksserier som okulært viser god overensstemmelse for vekslingen fra år til år, skulle man kunne få bekreftet denne samhørigheten ved å finne korrelasjonskoeffisienten for serienes 2. ordens differensrekker.

Man kunne da gjøre den innvending at sannsynligheten for stor korrelasjonskoeffisient ved tilfeldig sammentreff av rekker som ikke hørte sammen, skulle bli større ved å sammenholde slike differensrekker enn om man brukte opprinnelige verdier.

Ording (1941a), Boman (1927), Aandstad (1934), Douglas (1928), Erlandsson (1936) med flere har vist at årringseriene er av periodisk natur. Etter Erlandsson og Ording, skulle de mest typiske periodene for skandinavisk materiale være på ca. $2^3/_4$ år, $8\,^1/_2$ år, 11 år, $17\,^1/_2$ år, 23 år, 35 år og 57 år.

Gjaldt denne periodisiteten fullt ut, var sikker datering umulig, idet man ved forskyvelse med visse mellomrom fikk de samme situasjoner opp igjen, nemlig for hvert årantall som gav felles multiplum av samtlige interfererende bølgelengder. Dessuten ble tilnærmet de samme situasjoner gjentatt hver gang årantallet t i l n æ r m e t passerte et felles helt multiplum, — og det kunne bli temmelig ofte. For 2. ordens differensrekker, hvor $2^3/_4$ års perioden må bety mest, skulle man vente at omtrent samme situasjon gjentok seg hvert 11. år.

Hadde man ikke hatt denne periodisiteten å ta hensyn til, kunne man vurdert sikkerheten av en datering ved hjelp av regler som statistikerne har utarbeidet på grunnlag av feilsannsynlighetsteorien.

En vanlig brukt måte er å sammenlikne korrelasjonskoeffisienten med «middelfeilen», $\sigma_r = \frac{1 \div r^2}{\sqrt{n}}$. Etter R. A. Fisher (Fisher 1930) er denne formelen lite tilfredsstillende når antallet av observasjonspar er mindre enn 100. Ved aktuelle dateringer må man ofte nøye seg med mindre enn 50 årringpar. Fisher har gitt nærmere regler med tabeller til bedømmelse av oppnådde korrelasjonskoeffisienter når observasjonsantallet er lite. Etter Fishers tabeller skulle man kunne finne sannsynligheten for at en korrelasjonskoeffisient av en bestemt størrelse kunne framkomme ved en rent tilfeldig sammenstilling av variable, uten at der var noen reel sammenheng mellom dem. Er denne sannsynlighet mindre enn 5 %, regnes vanlig sikkerheten for tilfredsstillende.

Sammenstiller man 2 årringserier, må man vente at sannsynligheten for å oppnå en korrelasjonskoeffisient av bestemt størrelse ved tilfeldig sammentreff må bli større enn den som Fishers tabeller gir på grunn av periodisiteten.

For å undersøke hva periodisiteten kan ha å bety for verdsettelsen av korrelasjonen mellom 2 indeksserier for årringbredder, samt hvorvidt periodisiteten betyr mer for korrelasjonskoeffisienter oppnådd ved sammenlikning mellom 2. ordens differensrekker for årringindekser enn for dem som er oppnådd ved jamføring av rekkene selv, har jeg regnet ut såkalte autokorrelasjoner (Frish 1934).

Jeg har tatt for meg 4 serier av årringindekser for furu som strekker seg temmelig langt tilbake i tiden.

Av disse seriene har jeg tatt ut et antall av de siste års indekser og jamført dem med verdier fra samme serie forskjøvet fra 6 til 176 år tilbake i tiden. For de beste korrelasjonene er korrelasjonskoeffisienten r regnet ut. Der er prøvd med forskyvning av serier på 27 års, 52 års og 102 års lengde.

Muligheten for god korrelasjon er undersøkt særskilt for indeksene selv og for 2. ordens differensrekker.

Resultatet av de undersøkte autokorrelasjoner vises av tabell 8a. I tabell 8b er sammenstilt den beste av de funne autokorrelasjonene, den nestbeste og den 3. beste for hver av de 4 undersøkte serier, særskilt for 27, 52 og 102 indekspar. Sammen med de beste autokorrelasjonskoeffisienter for rekkene

Tabell 8 b.

Sammendrag av tab. 8a med oversikt over beste, nest beste og 3dje beste autokorrelasjon for hver av de 3 arter av korrelasjonsberegning, uansett antall forskyvningsår.

A summary of tab. 8a with a survey of the best, the second best, and third best autocorrelations for each of the three types of correlation calculations, regardless of number of years displaced.

Lenght of displaced index series	*Correlation coeff. for*	Forskjøvede indeksseriers lengde	Korrelasjons-koeffisienter for	ORDINGS «Grovatn»			AANDSTADS «Grodalen»			ERLANDSSONS «Kuovhon-vuopio»			ORDINGS «VI + i»			*Average* Aritmetisk middel			r for P = $\frac{1}{170}$ etter Fisher
1905—1931 27 years	*Indexes*	1905—1931 27 år	Indeksene selv	0,71	0,66	0,59	0,67	0,52	0,44	0,60	0,53	0,47	0,52	0,52	0,44	0,63	0,56	0,49	0,51
	Series of diff.		Diff.rekkene	0,52	0,48	0,46	0,67	0,48	0,47	0,68	0,62	0,56	0,53	0,53	0,43	0,60	0,53	0,48	
	3-year running means		3-årig l. midd.	0,71	[illegible]	[illegible]	0,75	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	
1880—1931 52 years	*Indexes*	1880—1931 52 år	Indeksene selv	0,63	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
	Series of diff.		Diff.rekkene	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0,42	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0,35	[illegible]	[illegible]	[illegible]	
1830—1931 102 years	*Indexes*	1830—1931 102 år	Indeksene selv	0,40	0,38	[illegible]	0,31	[illegible]	0,22	[illegible]	0,30	[illegible]	0,41	[illegible]	[illegible]	0,31	[illegible]	[illegible]	0,27
	Series of diff.		Diff.rekkene	0,35	0,23	0,23	0,22	0,19	0,18	0,33	0,32	0,28	0,30	0,30	0,26	0,30	0,26	0,24	
1830—1856 27 years	*Indexes*	1830—1856 27 år	Indeksene selv	0,60	0,55	0,54							0,40	0,31	0,30				
	Series of diff.		Diff.rekkene	0,62	0,55	0,55							0,36	0,36	0,33				

Tabell 8 a.

Oversikt over de undersøkte autokorrelasjonene. (Tallene med fortegn er korrelationskoeffisienter.) Til vurdering av hvilke korrelasjonskoeffisienter man maksimalt kan vente å oppnå ved forskyvelse av 2 årringindeksserier i forhold til hverandre, inntil 170 år utenfor den jamføring som gir virkelig samhørighet. (Nærmere forklaring, se teksten.)

An attempt to show the maximum correlation coefficient to be expected when 2 series of annual rings are displaced in relation to each other up to 170 years beyond the position in which a real agreement would be obtained. (For further details see text.)

Forskyvning innenfor tidsrommet	Forskjøvet indeksseries lengde	Undersøkt indeksserie	Ordings «Grovatn»								Aandstads «Grodalen»								Erlandssons «Kuovhonvuopio»								Ordings «VI ÷ i», Østlandet								*Index series investigated*	*Length of displaced index series*	*Displacement within the period*
[illegible]	1905—1931 27 år	År forskjøvet	17	29	96	[illegible]	[illegible]	[illegible]	173	176	23	61	80	122	151	153	155	172	20	54	72	97	99	111	126	170	38	64	86	87	88	[illegible]	[illegible]	[illegible]	*Displacement in years*	*1905—1931 27 years*	[illegible]
		Indeksene selv	+ 0,09	— 0,16	— 0,24	+ 0,55	+ 0,04	+ 0,71	+ 0,66	+ 0,59	+ 0,23	— 0,26	+ 0,40	+ 0,52	+ 0,41	+ 0,67	+ 0,14	+ 0,35	+ 0,47	+ 0,21	+ 0,53	+ 0,47	+ 0,60	— 0,28	+ 0,33	+ 0,10	+ 0,08	+ 0,40	+ 0,52	+ 0,44	+ 0,44	+ 0,31	+ 0,19	+ 0,52	*The indexes*		
		2. ordens differensrekker	+ 0,38	+ 0,46	+ 0,52	— 0,21	+ 0,48	— 0,03	— 0,00	+ 0,04	+ 0,24	+ 0,48	+ 0,43	— 0,05	— 0,11	+ 0,67	+ 0,09	+ 0,47	+ 0,68	+ 0,56	+ 0,26	+ 0,19	+ 0,62	+ 0,53	+ 0,46	+ 0,53	+ 0,43	+ 0,53	+ 0,30	— 0,24	+ 0,30	+ 0,55	+ 0,39	+ 0,55	*D. series of second order*		
		År forskjøvet			52	141	158	176					24	43	88	124					48	54	72	91					45	86	103	153			*Displacement in years*		
		3-årig løpende middel			+ 0,56	+ 0,62	+ 0,35	+ 0,71					+ 0,49	+ 0,75	+ 0,04	+ 0,10					+ 0,50	— 0,15	+ 0,83	+ 0,05					+ 0,63	+ 0,83	+ 0,16	+ 0,69			*3 year running means*		
[illegible]	1880—1931 52 år	År forskjøvet	17	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	20	65	99	117	120	148	127	172	11	18	29	46	48	78	82	107	7	84	86	103	125	153	161	[illegible]	*Displacement in years*	*1880—1931 52 years*	[illegible]
		Indeksene selv	— 0,02	+ 0,57	+ 0,07	+ 0,42	— 0,14	+ 0,32	+ 0,03	+ 0,40	— 0,08	+ 0,28	— 0,23	+ 0,31	+ 0,46	+ 0,25	+ 0,40	+ 0,33	— 0,07	— 0,33	— 0,24	— 0,34	+ 0,30	+ 0,13	— 0,25	— 0,13	[illegible]	— 0,32	— 0,39	+ 0,21	— 0,23	[illegible]	[illegible]	+ 0,40	*The indexes*		
		2. ordens differensrekker	+ 0,40	[illegible]	[illegible]	[illegible]	+ 0,42	[illegible]	[illegible]	[illegible]	+ 0,18	— 0,03	+ 0,18	+ 0,13	+ 0,36	+ 0,42	— 0,22	+ 0,20	+ 0,27	+ 0,10	+ 0,41	— 0,08	+ 0,08	+ 0,28	+ 0,17	+ 0,43	+ 0,21	+ 0,35	+ 0,25	+ 0,28	+ 0,36	+ 0,36	+ 0,07	+ 0,12	*D. series of second order*		
[illegible]	1830—1931 102 år	År forskjøvet	17	53	55	85	88	144	146	172	25	49	53	62	80	131	151	166	7	26	28	35	72	94	161	165	21	40	51	86	99	127	132	148	*Displacement in years*	*1830—1931 102 years*	*1665—1925*
		Indeksene selv	— 0,00	+ 0,40	+ 0,30	+ 0,02	+ 0,00	— 0,13	— 0,24	[illegible]	+ 0,14	+ 0,05	+ 0,05	— 0,31	+ 0,22	+ 0,29	— 0,31	— 0,00	+ 0,07	— 0,31	+ 0,30	+ 0,11	— 0,28	+ 0,26	+ 0,22	+ 0,30	— 0,21	— 0,20	[illegible]	[illegible]	— 0,10	— 0,15	— 0,16	— 0,01	*The indexes*		
		2. ordens differensrekker	+ 0,18	+ 0,23	+ 0,26	+ 0,13	+ 0,33	+ 0,17	+ 0,35	+ 0,08	+ 0,13	+ 0,11	+ 0,09	+ 0,13	+ 0,18	+ 0,22	+ 0,19	+ 0,18	+ 0,33	+ 0,22	+ 0,04	+ 0,24	+ 0,32	+ 0,06	+ 0,20	+ 0,28	+ 0,09	+ 0,13	+ 0,03	+ 0,17	+ 0,26	+ 0,30	+ 0,30	+ 0,11	*D. series of second order*		
1725—1931	1830—1856 27 år	År forskjøvet	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	14	3	[illegible]	[illegible]																	— 12	— 18	— 12	— 6	26	37	65	100	*Displacement in years*	*1830—1856 27 years*	*1725—1931*
		Indeksene selv	+ 0,60	+ 0,26	[illegible]	+ 0,20	+ 0,51	— 0,27	+ 0,31	— 0,35																	+ 0,40	— 0,17	— 0,25	— 0,41	— 0,31	— 0,28	+ 0,20	+ 0,30	*The indexes*		
		2. ordens differensrekker	+ 0,10	+ 0,55	+ 0,50	+ 0,42	+ 0,17	+ 0,62	+ 0,08	+ 0,55																	+ 0,10	+ 0,36	+ 0,27	+ 0,25	+ 0,21	+ 0,36	+ 0,33	+ 0,01	*D. series of second order*		

selv, er oppstilt tilsvarende koeffisienter for 2. ordens differensrekker. For 27 indekspar er også oppstilt de beste autokorrelasjoner for 3-årig løpende middel.

Da tallene synes å stemme såpass godt overens, er der regnet aritmetisk middel av sammenhørende korrelasjonskoeffisienter i tabell 8b.

Denne undersøkelsen er først og fremst gjort for å undersøke om korrelasjonskoeffisienten for 2 jamnførte 2. ordens differensrekker av årringserier er mer usikker på grunn av periodisiteten enn korrelasjonskoeffisienten for rekkene selv.

Dessuten skulle utregningene gi holdepunkter for vurdering av sannsynligheten for positiv korrelasjon innenfor et forskyvningstidsrom på 170 år for samhørige rekker. Det kan derfor ha interesse å sammenlikne de maksimale, funne korrelasjonskoeffisienter med teoretisk utregnede. Det er gjort, foruten i tabell 8b også i figur 13. Her er de 3 funne middeltall av koeffisientene for beste autokorrelasjon avmerket sammen med en kurve over de korrelasjonskoeffisienter man får etter FISHERS t-tabeller for forskjellig antall observasjonspar etter sannsynligheten $P = \frac{1}{170}$.

Tabell 8 viser at usikkerheten ved en funnen korrelasjonskoeffisient ikke er større om man har sammenliknet 2. ordens differensrekker av årringindeksene enn om man har sammenliknet indeksene.

Det synes heller å være slik at differensrekkene gir den minste usikkerhet. De høye tall som autokorrelasjonen for de 3-årig, løpende middeltall gir, synes å tyde på at denne forskjellen ikke er tilfeldig.

En høy korrelasjon mellom 2. ordens differensrekker skulle altså være et like godt indisium på at seriene hører sammen, som en like høy korrelasjon mellom indeksene selv.

Man ser av tabell 8a at høy autokorrelasjon mellom rekkene selv bare unntagelsesvis også tilsvarer høy korrelasjon mellom differensrekkene. Selv om der tydelig ikke er full uavhengighet mellom de 2 utregningsmåter, vil derfor en sammenfallende høy korrelasjon for begge måtene gi betydelig større sikkerhet for dateringen enn en tilsvarende korrelasjon bare for den ene utregningsmåte.

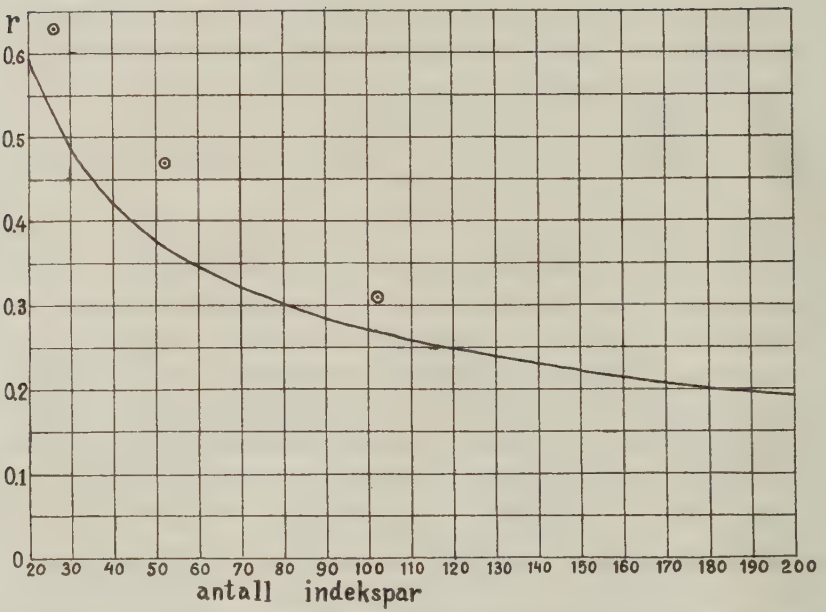


Fig. 13. Små sirkler: Midlere maksimalverdier for de undersøkte autokorrelasjoner fra tabell 8.
Heltrukne linje: Teoretiske verdier av korrelasjonskoeffisienten under forutsetning av at sannsynligheten for at den skyldes tilfeldighet er $\frac{1}{170}$ etter FISHERS t-prøvemetode.

Small circles: Mean maximum values for the autocorrelations investigated from Tab. 8.
The solid line: Theoretical values of the correlation coefficient on the assumption that the probability of its being incidental $= \frac{1}{170}$ *according to* FISHER'S *t-test method.*

Utregning av korrelasjonen for 2. ordens differensrekker blir derfor et verdifullt middel til bedømmelse av en daterings sikkerhet — sideordnet med undersøkelse av korrelasjonen mellom rekkene selv.

Av tabell 8a er det av interesse å merke seg autokorrelasjonen for 27 indekspar av ORDINGS serie Grovatn for 174 års forskyvelse. Her er oppnådd en korrelasjonskoeffisient på + 0,71 for rekker som bevislig ikke hører sammen. Likedan er der fra samme serie og 52 indekspar ved forskyvelse 172 år funnet r = + 0,63, samt for 102 indekspar og 53 år forskyvelse, r = + 0,40.

Figur 14 viser diagram av noen indeksbiter med stor autokorrelasjon.

Særlig bør man her merke seg diagrammene som viser 27 år av AANDSTADS indeksserie fra Grodalen tilhørende to vidt forskjellige tidsrom. Der er sikkert ved mange trekronologiske dateringer lagt stor vekt på dårligere overensstemmelser enn de disse diagrammene viser.

Det må ha interesse å vite hvilke korrelasjonskoeffisienter man kan vente seg av årringindekser som hører sammen. I ORDINGS arbeid fra 1942 s. 202 er vist en del korrelasjoner for sammenhørende år for årringindekser fra forskjellige distrikter. I tabell 9 er vist begge arter korrelasjon for de siste og nest-siste 50 år av de samme seriene. ORDING har i sin tabell regnet ut korrelasjonskoeffisientene for meget lange tidsrom.

Som man kunne vente for så omhyggelig utarbeidede årringindekser det her er tale om, viser ikke differensrekkene gjennomgående noen bedre korrelasjon enn indeksene selv. Man ser imidlertid at noen jamføringer gir god korrelasjon for differensrekkene og dårlig korrelasjon for indeksene selv. Andre jamføringer viser det motsatte. Tabell 9 viser derfor betydningen av at begge arter korrelasjonsregning blir brukt ved bedømmelse av dateringer.

For 50 indekspar skulle allerede en korrelasjonskoeffisient på 0,60 for en av beregningsmåtene, eller 0,55 for begge, være stor nok for å betegne sammenheng med rimelige krav til sikkerheten. Ser man på de siste 50 år, som vel viser de sikreste årringvariasjonene, blir dette kravet tilfredsstilt for 8 av jamføringene hvis man regner med begge arter korrelasjonsberegning. Regner man bare med vanlig korrelasjon, blir kravet tilfredsstilt bare for 5 av jamføringene.

Tabell 10 viser noen korrelasjonskoeffisienter jeg ellers har regnet ut til sammenlikning. Man bør her særlig merke seg korrelasjonen mellom serier fra forskjellige treslag. (Indeksseriene for Mårud forsøksskog, Sør-Odal finnes av tabell 11.) Man kan se av tabell 10 at korrelasjonen mellom indeksene selv ikke i noe tilfelle har gitt tilfredsstillende sikkerhet for sammenheng. Ser man på differensrekkene er korrelasjonen tilfredsstillende mellom bjørk og furu og nært tilfredsstillende mellom gran og furu.

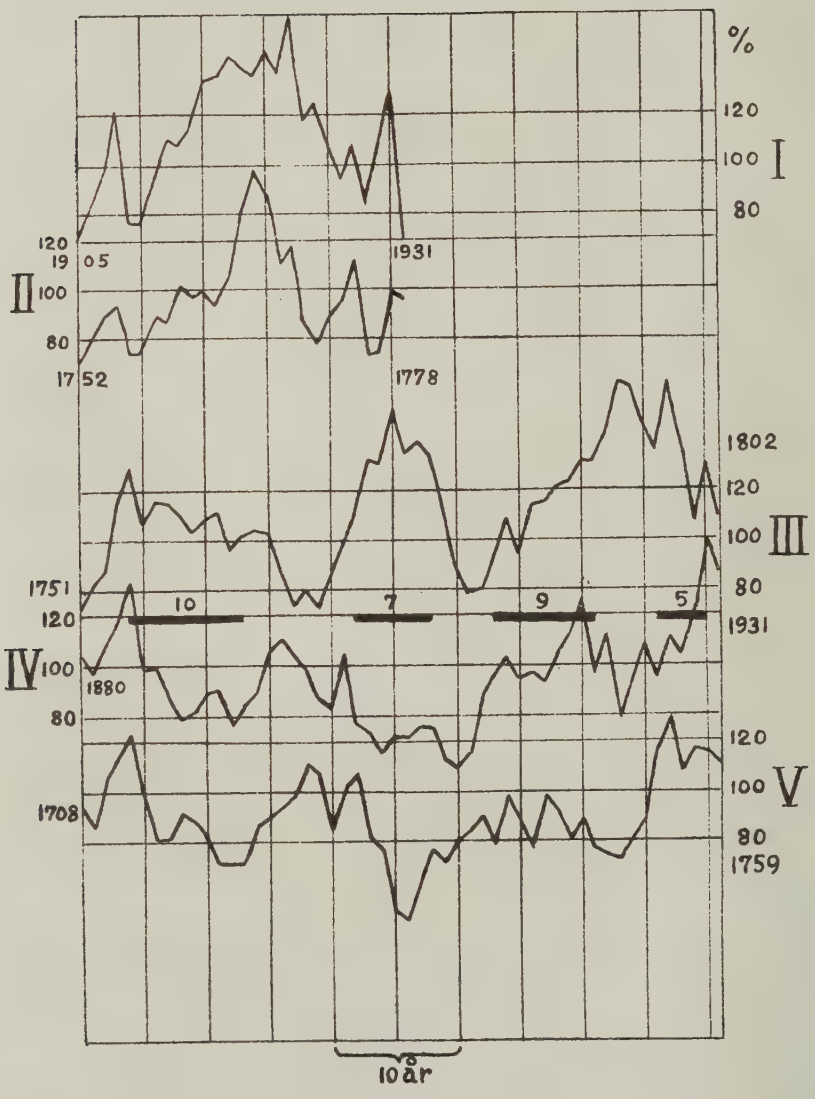

%
120
100
80
I
120
19 05
1931
II
100
80
17 52
1778
1802
120
100
III
80
1751
10
7
9
5
120
1931
IV
100
1880
80
120
100
V
1708
80
1759
10 år

Fig. 14. Diagram som viser den okulære overensstemmelse for noen av de beste funne autokorrelasjonene innenfor et forskyvningstidsrom på 170 år.

I. AANDSTADS indeksserie for furu, Grodalen i Steigen i tidsrommet 1905—1931.

II. Samme serie i tidsrommet 1752—1778.

III. ORDINGS indeksserie for furu, Grovatnet i Sørfold i tidsrommet 1751—1802.

IV. Samme serie i tidsrommet 1880—1931.

V. Samme serie i tidsrommet 1708—1759.

Tykke streker betegner sammenhengende god overensstemmelse for «maksima» og «minima» mellom III og IV.

Betryggende overensstemmelse mellom en datert serie og sammenlikningsserien bør være vesentlig bedre enn overensstemmelsen ovenfor.

Graph showing the ocular correspondance for some of the best autocorrelations found within a displacement period of 170 years.

I. AANDSTAD'S *index series for pine, Grodalen, for the period 1905—1931.*

II. The identical series for the period 1752—1778.

III. ORDING'S *index series for pine, Grovatn, for the period 1751—1802.*

IV. The identical series for the period 1880—1931.

V. The identical series for the period 1708—1759.

The heavy lines indicate a continuously close correspondense for «maxima» and «minima» between III and IV.

A significant correspondence between a dated series and the series to be compared ought to be far better than the one above.

Tabell 9.

Korrelasjonskoeffisienter for jamføringer av årringindeksserier av furu. Samme serier som er oppført i tabell 17 i Asbjørn Ordings arbeid om årringanalyser fra 1941 (Ording 1941 a).

Jamførte indeksserier	Tidsrommet 1881—1930 50 år		Tidsrommet 1831—1880 50 år	
	Korrelasjonskoeffisienter for			
	indeks-ene selv	2nen ordens diffe-rens-rekker	indeks-ene selv	2nen ordens differens rekker
Skog på myr:				
Korgen—Furudal statsskog	0,77	0,86	0,23	0,19
Sørfold—Korgen	0,14	0,74	0,57	0,55
Sørfold—Furudal statsskog	0,24	0,66	÷ 0,04	0,23
Sørfold—Egeberg alm. Romedal	0,50	0,40	0,20	0,17
Myrskog—alminnelig skog:				
Sørfold—Steigen	0,81	0,71	0,65	0,57
Egeberg alm.—Eidsvoll prestegårdsskog	0,48	0,42	0,39	0,52
Sørfold—Kiruna	0,66	0,47	0,34	0,38
Sørfold--Eidsvoll prestegårdsskog	0,49	0,49	÷ 0,12	0,00
Alminnelig skog:				
Eidsvoll prestegårdsskog—Brustadmarka	0,56	0,75	0,20	0,54
Eidsvoll prestegårdsskog—Haslemo og Gjersåsen	0,70	0,67	0,61	0,70
Kiruna—Steigen	0,75	0,51	0,14	0,51
Kiruna--Eidsvoll prestegårdsskog	0,52	0,22	0,16	0,14
Compared index series / *Correlation coefficients for*	*Indexes*	*2nd order differences*	*Indexes*	*2nd order differences*
The period	*1881-1930 50 years*		*1831-1880 50 years*	

Correlation coefficients for comparisons of series of annual ring indexes in pine. The series are the same as those presented in Tab. 17 in Ording's *paper on annual ring analyses of 1941* (Ording *1941 a*).

Tabell 10.

Korrelasjonskoeffisienter for forskjellige jamføringer av årringindeksserier.

The index series compared Jamførte indeksserier	Jamført tidsrom *Periods compared*	Korrelasjonskoeff. for indeksene selv *Indexes*	Korrelasjonskoeff. for 2nen ordens differens-rekker *2nd order diff.*
ORDINGS serie Grovatn — AANDSTADS serie Grodal, begge furu *(both pine)*	1731—1930 200 år *(years)*	0,35	0,59
ORDINGS serier: Eidsvoll prestegårdsskog, furu — *(pine)* Eidsvoll prestegårdsskog, gran — *(spruce)*	1851—1937 87 år	0,27	0,63
Forskjellige treslag, Mårud skog, Sør-Odal: *birch* — *pine*			
Bjørk — furu	1888—1943 56 år	0,30	0,64
spruce — *pine*			
Gran — furu	1888—1943 56 år	0,13	0,57
spruce — *birch*			
Gran — bjørk	1888—1943 56 år	0,47	0,39
ILVESSALO—EKLUNDS serier Fastmark, Sør-Finnland *spruce* — *pine*			
Gran — furu	1887—1936 50 år	0,57	0,71

Correlation coefficients for different comparisons of annual ring indexes.

Tabell 11.

Årringindeksserier for Mårud forsøksskog, Sør-Odal. Korrigert for aldersvirkning etter ORDINGS metode og standardisert til prosent av midlere årringbredde i tidrrommet 1901—1930.

	År *year*	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Gran *Spruce*	1888—89									104	96
Middel av	1890—99	70	65	93	102	98	125	123	118	113	92
11 trær	1900—09	96	93	71	87	74	95	103	95	103	108
	1910—19	101	81	104	96	88	83	86	83	94	88
Mean of	1920—29	107	94	124	134	118	93	96	128	116	134
11 trees	1930—39	125	120	134	111	124	120	130	150	140	163
	1940—43	170	186	161	144						
	1888—89									85	95
Furu *Pine*	1890—99	96	74	75	85	103	108	112	101	120	101
Middel av	1900—09	93	92	84	99	85	101	104	105	91	95
15 trær	1910—19	120	88	101	105	111	112	121	100	132	98
Mean of	1920—29	119	127	144	118	110	77	68	90	68	75
15 trees	1930—39	61	60	71	49	83	100	100	89	104	121
	1940—49	85	114	117	130						
	1888—89									118	120
Bjørk *Birch*	1890—99	151	114	141	128	128	152	118	117	138	92
Middel av	1900—09	66	91	105	109	96	94	100	104	108	127
12 trær	1910—19	146	96	98	104	81	96	110	96	115	118
Mean of	1920—29	123	80	116	85	91	56	76	94	87	99
12 trees	1930—39	98	113	101	77	118	128	150	96	129	194
	1940—49	131	126	116	125						

Annual ring indexes for the Mårud experimental forest, Sør-Odal, Norway.

Corrected for the effect of age according to ORDING'S *method* (ORDING *1943 a*). *The mean curve standardized to percentage of the mean annual ring width in the period 1901—1930.*

For jamnføringen mellom serier for gran og furu fra Eidsvoll prestegårdsskog (ORDINGS serier) er korrelasjonen ved vanlig beregningsmåte helt utilfredsstillende. Dette framhever også ORDING. Korrelasjoner mellom 2. ordens differensrekker er derimot tilfredsstillende sikker. Samme forhold viser eksemplet fra EKLUNDS indekser for gran og furu, fastmark, Sør-Finnland.

Disse resultatene skulle tyde på at man i 2. ordens differensrekker har et særlig betydningsfullt redskap når det gjelder å datere trevirke ved hjelp av grunnskala fra et annet treslag.

Figur 12 side 229 viser betydningen av å undersøke korrelasjonen mellom 2. ordens differensrekker for ufullkomne indeksserier.

I tabell 9 er korrelasjonskoeffisienten regnet ut for de oppførte jamføringene både for de siste 50 år og for de nestsiste 50 år av tilgjengelige indekstall.

Ved okulær sammenlikning mellom diagram for forskjellige utarbeidede grunnskalaer fra noenlunde samme landsdeler fant jeg at overensstemmelsen gjerne var best for de siste av de årene som var tatt med, og at den ble stadig mindre mot de eldste delene.

For de aller eldste partier er det rimelig at overensstemmelsen må bli dårligere. Her er indeksene bygd på et meget lite treantall og må være usikkert bestemt. Ufullkommen alderskorreksjon må også gjøre seg sterkest gjeldende i de eldste partier av grunnskalaene, hvor der nødvendig må bli regnet med et stort antall årringer nær margen.

Merkeligere er det at overensstemmelsen skal synke så sterkt som tabell 9 viser bare ved å gå 50—100 år bakover i grunnskalaen. For disse to periodene er treantallene stort sett de samme.

For de siste 50 år viser som nevnt 8 av jamføringene tilfredsstillende korrelasjon. For de nestsiste 50 år tilfredsstiller bare 3 av jamføringene det krav som ble satt ($r > 0{,}60$ for minst en av beregningsmåtene eller $> 0{,}55$ for dem begge).

Den eneste rimelige forklaring på denne uoverensstemmelse er at en flerhet av de jamførte grunnskalaer må være vesentlig mer usikkert bestemt for de nestsiste 50 år enn for de siste 50 år.

Noe liknende er vist for tyske årringundersøkelser (HUBER 1943).

HUBER mener at forklaringen må være at feil som skyldes utelatelse eller dobbelttelling av årringer naturlig må øke bakover i tiden.

Er denne forklaring riktig, er det all grunn til å skjerpe kravene til målemetodikken for seinere årringundersøkelser.

ORDING angir at man ved en utført datering ikke bør regne ut korrelasjonskoeffisienten for det område av indeksseriene som er brukt til den okulære dateringen, men for en del av seriene som hører hjemme før eller etter dette området. Med andre ord, skal man datere en årringserie på for eksempel 100 år, bør man ikke bruke indeksene for alle de 100 årene i det diagram man forskyver langs diagrammet for grunnskalaen, men for eksempel bare 50. Har man funnet en jamføring som gir tilfredsstillende overensstemmelse for diagrammene, bruker man de 50 indeksene som er igjen, sammen med tilhørende verdier i grunnskalaen til korrelasjonsberegning for å vurdere sikkerheten av utført datering.

Betydningen av en slik oppdeling skulle kunne forståes av følgende:

Er sannsynligheten for å finne en korrelasjonskoeffisient = r ved en vilkårlig, tilfeldig jamføring mellom en indeksserie som skal dateres og en grunnskala = P, blir sannsynligheten for å finne samme r blant et utvalg av m jamføringsmuligheter = $P \cdot m$. Har man altså for eksempel valgt ut den beste overensstemmelse blant 25 mulige jamføringer ($m = 25$), er det ikke nok å finne en korrelasjonskoeffisient svarende til det vanlige, rimelige sikkerhetskrav, $P = \frac{1}{20}$, men man måtte ha en korrelasjonskoeffisient som svarte til det meget strengere krav: $P_2 = \frac{1}{20} \cdot \frac{1}{25} = \frac{1}{500}$ slik at $P_2 \cdot m = \frac{1}{20}$.

Etter de tidligere nevnte tabeller av FISHER (FISHER 1930), svarer en $P_1 = \frac{1}{20}$ og jamført indekspar = 52 til $r_1 = 0{,}27$. $P_2 = \frac{1}{500}$ svarer til $r_2 = 0{,}41$. Selv om disse tabellene, som nevnt, ikke kan brukes direkte til verdsettelse av korrelasjonskoeffisienter funnet ved jamføring mellom indeksserier

for årringbredder, kan man bruke dem til å antyde hvorledes kravet til r stiger med voksende sikkerhetskrav og synker med stigende antall jamførte indekspar.

Når korrelasjonen er bestemt av et utvalg fra flere hundre mulige jamføringer, vil man på denne måten måtte fordre så høye korrelasjonskoeffisienter at man neppe vil nå dem i praksis.

Er utvalget av jamføringer som man har valgt ut dateringsåret fra, av rimelig størrelse, kan man få såpass høye korrelasjoner at dateringen må ansees for sikker selv om korrelasjonsberegningen er gjort for samme årringer som den okulære datering. Et slikt eksempel viser fig. 7 s. 208.

Har man brukt én del av en serie til datering og en annen del til korrelasjonsberegning for bedømmelse av dateringens sikkerhet, kan man bedømme den oppnådde korrelasjonskoeffisient tilnærmet som for en tilfeldig uttatt jamføring.

Til bedømmelse av korrelasjonskoeffisienten skulle man da kunne finne støtte i den nevnte tabell av FISHER (tabell V A side 176). Man må da ta hensyn til det tillegg i kravet til korrelasjonskoeffisienten som skyldes årringrekkenes periodisitet. Et rimelig tillegg skulle kunne anslåes på grunnlag av resultatet av autokorrelasjonsberegningen fra tabell 8 og figur 13.

ORDING søker å støtte korrelasjonsberegningen ved å forskyve indeksparene 1 eller 2 år fra den aktuelle dateringen og undersøke hvorledes korrelasjonskoeffisienten da forandrer seg. Synker den meget, regner han synkningen som en bekreftelse på sikkerheten for dateringen.

For å få et overslag over hvor mye en slik prøve betyr, har jeg undersøkt hvorledes r forandret seg ved forskyvelse av indeksseriene ved de beste av de undersøkte autokorrelasjonene.

Liknende forhold som autokorrelasjonene viser skulle man få ved falske dateringer.

Den før omtalte $2^3/_4$ års-periode vil bevirke at man gjerne, hva enten dateringen er falsk eller rett, vil få et fall i korrelasjonskoeffisienten ved forskyvelse 1 år til siden. Det blir derfor bare forskyvelse på 2 år som kan tenkes å ha særlig interesse. I figur 15 finner man en rekke histogram som viser hvorledes korrelasjonskoeffisienten har forandret seg for de beste av de autokorrelasjonene jeg har undersøkt.

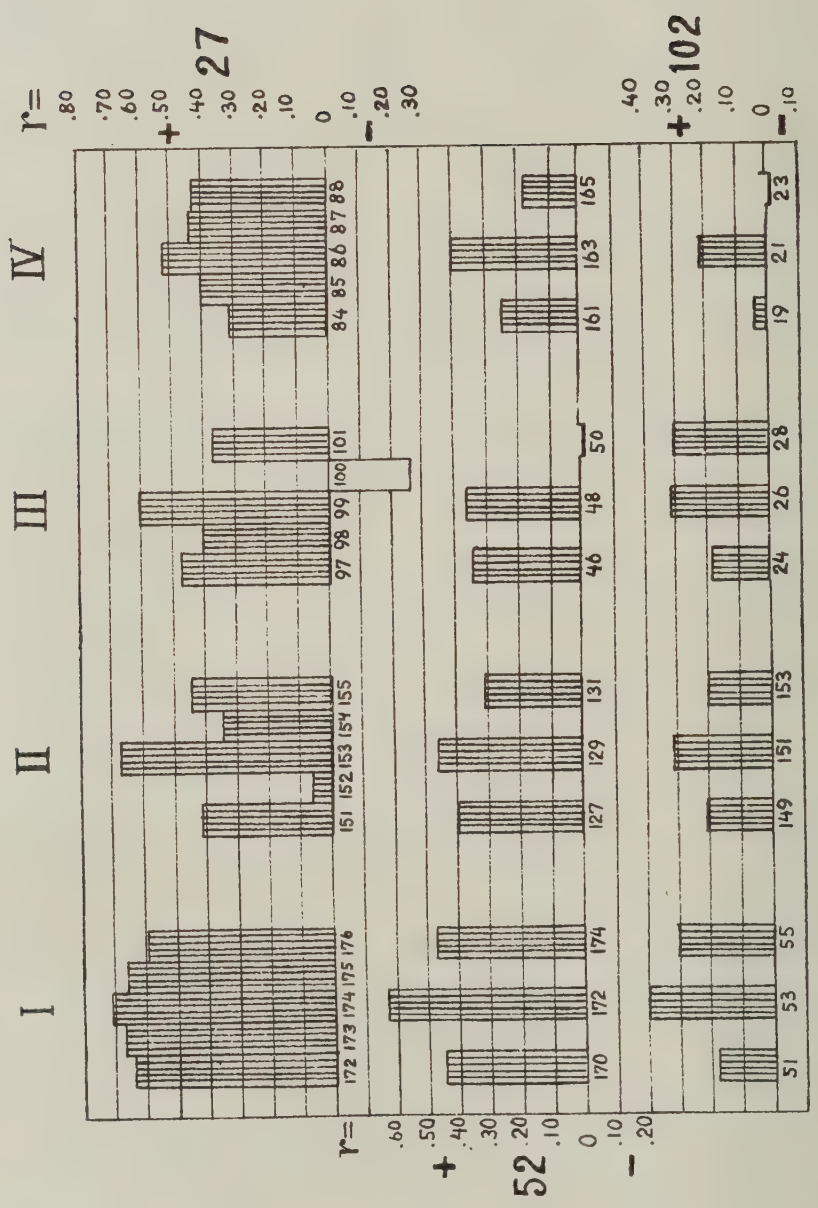

I
II
III
IV
27
102
52
r=
+
-
172 173 174 175 176
151 152 153 154 155
97 98 99 100 101
84 85 86 87 88
170 172 174
127 129 131
46 48 50
161 163 165
51 53 55
149 151 153
24 26 28
19 21 23

Fig. 15. Koeffisientene for de beste av de funne autokorrelasjonene (stolpen i midten) sammen med de koeffisienter som ble oppnådd ved forskyvelse 1 eller 2 år til siden for opptimale autokorrelasjon.
Med små tall under stolpene: antall år forskjøvet. Stort tall 27 — et antall av 27 indekspar forskjøvet, tilsvarende for store tall 52 og 102.

I. fra ORDINGS serie Grovatn, Sørfold.
II. fra AANDSTADS serie Grodalen, Steigen.
III. fra ERLANDSSONS serie Kuovhonvuopio, Nord-Sverige.
IV. fra ORDINGS serie VI + i, grunnskala, Østlandet.

Coefficients for the best of the autocorrelations found, compared with correlation coefficients obtained by moving the series 1 or 2 years from the place of optimal autocorrelation.
Small numerals under the histograms: Number of years displaced. Large numerals 27, 52, and 102, the length in years of the series moved.

I. From ORDING'S *series, Grovatn.*
II. From AANDSTAD'S *series, Grodalen.*
III. From ERLANDSSON'S *series, Kuovhonvuopio.*
IV. From ORDING'S *series, VI + i.*

Histogrammene viser at der kan bli vesentlige fall i korrelasjonskoeffisienten ved forskyvelse et par år av jamførte serier, også hvor overensstemmelsen bare skyldes tilfeldig sammentreff av periodedeler som likner hverandre. Da det synes som om man neppe kan vente særlig større fall i korrelasjonskoeffisienten hvor der er virkelig sammenheng, synes denne sikkerhetsforanstaltning å være av forholdsvis liten verdi. Hvis man finner korrelasjonskoeffisientene både for rekkene selv og 2. ordens differensrekker, og bedømmer disse etter de reglene som er gitt ovenfor, skulle prøver med forskyvelse 1 eller 2 år bli overflødig.

Som eksempel kan vises en jamføring fra tabell 10, som gjelder 200 indekspar fra ORDINGS serie fra Grovatn og AANDSTADS serie fra Grodalen. For årringene selv var korrelasjonskoeffisienten + 0,35. 1 år forskjøvet blir den 0,21 og 2 år forskjøvet i samme retning 0,16. Forskjellen er her ikke tydelig større enn de man kunne ha ventet ved falsk datering med tilsvarende høy korrelasjonskoeffisient. 2. ordens differensrekker gav en korrelasjonskoeffisient på + 0,59. Denne koeffisient alene er så stor at den hadde gitt tilstrekkelig sikkerhet for sammenheng om antallet av indekspar bare hadde vært halvparten så stort. Som et annet eksempel kan man ta ORDINGS bedømmelse av AANDSTADS datering av de 3 seriene: «Låven», «Gammelbygningen» og «Nydalslåven». ORDING har korrelert de 3 seriene med en tidfestet serie fra Eidsvoll prestegårdsskog. Han fant følgende korrelasjoner:

«Låven»	r = + 0,48	for antall indekspar	= 50
«Gammelbygningen»	r = + 0,43	—»—	= 50
«Nydalslåven»	r = + 0,66	—»—	= 40

Etter som det er vist tidligere, ligger alle disse korrelasjonskoeffisientene ved lavmålet for god sikkerhet. De trenger, som ORDING også selv sier, ytterligere bekreftelse av sikkerheten. Han finner at r ved forskyvelsen 1 år til begge sider forandres til:

«Låven»	r = + 0,32	og + 0,33
«Gammelbygningen»	r = + 0,16	og + 0,26
«Nylandslåven»	r = + 0,55	og + 0,54

Sammenlikner man disse tall med dem som finnes av figur 15, ser man at de ikke er vesentlig større enn man kunne ventet om dateringen hadde vært falsk.

En bedre støtte for sikkerheten av dateringen får man ved å undersøke korrelasjonen for 2. ordens differensrekker. Man får følgende tall for disse:

«Låven»	$r = + 0{,}41$
«Gammelbygningen»	$r = + 0{,}63$
«Nylandslåven»	$r = + 0{,}42$

Selv da når man dog ikke de forsiktig satte sikkerhetskrav som jeg har foreslått.

Den tyske forsker BRUNO HUBER har utarbeidet en metode for bedømmelse av sikkerheten ved trekronologisk datering som minner noe om de metoder som er nevnt foran (HUBER 1943).

Han bygger også på en art differenser. Mens DOUGLAS, MCDOUGAL og DE GEER legger hovedvekten på «maksima» og «minima», som tilsvarer fortegnene for 2.ordens differenser, bruker HUBER fallet eller stigningen av årringbreddene til sine dateringer. De egenskaper ved årringseriene HUBER legger vekt på svarer altså til fortegnene for 1. ordens differenser. Målet han bruker for sikkerheten er det prosentiske antall av slike fortegn som ikke stemmer overens («Gegenläufigkeiten»).

Av et materiale på 30 graner fra samme revier i Erzgebirge har han undersøkt henimot 3 000 forskjellige falske sammenstillinger av enkle, ukorrigerte årringserier. For antallet av uoverensstemmende fall eller stigninger i årringbredden har han på grunnlag av dette materialet funnet en utmerket overensstemmelse med middelavvikelser og yttergrenser for avvikelsene, regnet ut etter elementær feilsannsynlighetsteori.

Han har dessuten av ORDINGS grunnskala I for Steigen-Sørfold undersøkt en forskyvelse bakover i tiden av indekstallene for tidsrommet 1825—1925 for å undersøke om periodisiteten spilte noen rolle. Undersøkelsen gav intet tydelig utslag for noen periodisitet.

HUBER mener derfor at man trygt kan vurdere funne uoverensstemmelsesprosenter etter elementær feilsannsynlighetsteori.

Han har også på et større materiale undersøkt hvor stor overensstemmelse sammenhørende enkeltserier og middelkurver vanlig gir når de virkelig hører sammen. Etter disse ser det ut for at selv trær fra samme distrikt vanlig ikke gir mindre uoverenstemmelsesprosenter enn at de ligger utenfor grensen for god sikkerhet når antall sammenlikningspar er vesentlig mindre enn 100. For større antall sammenlikningspar ser det ut for at sikkerheten kan bli meget betryggende.

Metoden gir en lettvint vurdering av sikkerheten. For materiale hvor antall sammenliknede indekspar er over 100 og som viser god okulær overensstemmelse, skulle man etter denne metoden i mange tilfelle kunne oppnå en betryggende tallmessig bekreftelse av dateringen uten mer vidløftige utregninger.

Svakheten ved metoden ligger i at der blir lagt like stor vekt på små som store avvikelser. HUBER viser selv at de store utslagene gjerne stemmer overens for sammenhørende rekker, mens de små utslagene er meget mer usikre. Ved å medta alle de små utslagene med samme vekt som de store trekker han derfor inn i beregningen et usikkerhetsmoment av vesentlig betydning.

At HUBER i sin frekvensanalyse finner så god overensstemmelse med elementær feilsannsynlighetsteori skyldes antagelig at en meget stor del av 1. ordens differensene for en eller begge de jamførte rekkene ofte er meget små. Om slike små differenser er overensstemmende eller ikke, blir sikkert gjerne bestemt av ren tilfeldighet. Derfor får han heller ikke noe sikkert utslag for periodisiteten.

Av samme grunn blir sannsynligheten liten for å finne et så lite antall «Gegenläufigkeiten» som kreves for god sikkerhet. HUBER gjør selv oppmerksom på denne mangel ved metoden. Han antyder også nødvendigheten av å finne metoder som gir de store utslag større vekt enn de små, for eksempel ved bare å regne med utslag over en viss størrelse.

I et eksempel fra en datering han selv har utført, oppnår han en uoverensstemmelsesprosent på 33 for 100 jamførte år.

Skal sikkerheten for sammenheng mellom 2 rekker være noenlunde tilfredsstillende, regner statistikerne med at sannsynlighet for at samhørigheten kan være oppnådd ved ren tilfeldighet må være mindre enn $\frac{1}{20}$.

Etter de opplysninger som er gitt, må den undersøkte jamføringen være funnet ved å velge ut den beste av minst 100 jamføringer. Det blir da, som nevnt på side 242 ikke nok å regne med sannsynligheten $\frac{1}{20}$, men med sannsynligheten $\frac{1}{20} \cdot \frac{1}{100} = \frac{1}{2000}$. Dette svarer til en teoretisk utregnet uoverensstemmelsesprosent på mellom 32 og 33. Den funne prosent kan derfor selv i dette utvalgte eksempel ikke regnes som sikkert statistisk bestemt.

Ved vanlig korrelasjonsregning av differensrekker regner man ikke bare med fortegnene for differensene, men også med størrelsen av dem. Samhørigheten blir derved bestemt på grunnlag av mange flere variasjonsmuligheter. Dessuten blir de største avvikelsene automatisk gitt størst vekt.

Korrelasjonsregning for 2. ordens differensrekker sammen med korrelasjonsregning for årringindeksene selv, blir derfor et meget bedre middel til å bestemme sikkerheten med i tvilstilfelle enn HUBERS metode.

V. Forslag til arbeidsmåter for årringanalyser.

Som et resymé av de overveielser og undersøkelser som her er referert, vil jeg angi følgende regler for oppsetning av årringindekser:

Man gjør seg først opp en mening om hva seriene skal brukes til.

Som vist, kan man nøye seg med materiale fra færre trær, samt ellers gi materialet en lettvintere behandling når seriene bare skal brukes til datering.

En slik indeksserie kan best lages etter følgende regler:

Der legges vekt på at alle små årringer blir målt med særlig stor nøyaktighet. Minste sikre avlesning bør være minst $\frac{1}{10}$ av årringbredden.

Før middeltallsberegningen kontrolleres alle enkeltserier ved at man sammenlikner dem, opptegnet som diagram på rutepapir med logaritmisk skala for ordinatene.

Alle tvilstilfeller korrelasjonsberegnes, og bare sikkert overensstemmende serier regnes med i middeltallet. Om mulig, unngåes alle årringer nærmere margen enn 2 cm.

Seriene regnes sammen ved hjelp av geometriske midler. Geometriske midler finnes enklest ved å slå opp logaritmer og regne aritmetisk middeltall mellom logaritmene. Hvor man må slå sammen serier av forskjellig lengde, brukes en korreksjon som svarer til den som er angitt side 226 foran. For slike serier gjelder det at nettopp sprangene fra år til år ikke forvanskes.

Middeltallet av logaritmene vil da på grunn av aldersvirkningen bli liggende langs en noenlunde rett linje som stiger jamt mot margen. Før man slår opp numurus (antilogaritmer), bestemmes denne rette linje ved regressjonsanalyse. Numurus slåes opp for differensene fra den rette linjen. De tall man da får, varierer omkring 1. For å få de endelige indekser multipliseres disse tall med 100. Den alderskorreksjon man da utfører svarer til å alderskorrigere etter funksjonen $y = \frac{k}{1{,}0\ p^x}$ (se side 205).

Ved å regne sammen årringseriene og alderskorrigere dem etter denne metoden vil de få-årige bølgene i indeksserien bli nøyaktigere bestemt enn ved tidligere angitte metoder som forutsetter aritmetisk middel. På grunnlag av materiale fra urørte enalderbestand og sløyfing av de innerste 2 cm mot margen, skulle denne metode også kunne gi en god bestemmelse av lengre bølger.

For datering tegner man opp som diagram så vel grunnskala som indekser fra det materiale som skal dateres.

Diagrammene viser tydeligst vanlige årringvariasjoner når skalaen for ordinatene velges slik at en avvikelse i indeksen på 5 % svarer til skalalengden for 1 år på abcissen, at for eksempel 1 cm på papiret betegner 5 år og 25 %.

Indeksserien for det materiale som skal dateres deles i 2 omtrent like deler. Den okulære datering skjer ved å forskyve diagrammet for den ene av halvdelene langs diagrammet for en kjent indeksserie til man finner den beste overensstemmelsen. Det må da regnes for mest hensiktsmessig at man velger den delen for okulær datering som viser de mest særegne vekslingene. Den seriehalvdelen som ikke er brukt til den okulære dateringen brukes til slutt til kontroll av dateringens sikkerhet. Man regner ut korrelasjonskoeffisienten for sammenhørende indekspar både for indeksene selv og deres 2. ordens differensrekker.

For datering av årringserier hvor man bare har noen få dateringsår å velge mellom, kan det gå an å datere okulært ved hjelp av noen få årringer som danner et typisk, lett kjennelig billede. I slike tilfelle kan korrelasjonsregningen baseres på nesten hele det materialet som er tilgjengelig. ORDING (1941 b) har under arbeid med årringserier fra Raknehaugen basert den relative datering av stokkene derfra på en enkelt årring fra hver serie. Denne årringen var utformet på en sjelden og særegen måte.

Der advares imidlertid mot å bruke en eller flere særlig s m å årringer til dette formålet. Det er så mange årsaker som kan gi sterkt nedsatt vekst et eller flere år.

De funne korrelasjonskoeffisienter vurderes ut fra de synspunkter som nærmere er behandlet i forrige kapitel.

Blir korrelasjonskoeffisienten for jamførte indeksrekker ved en datering for begge arter av korrelasjonsregning mindre enn de verdier som finnes av FISHERS tabell V A (FISHER 1930) og P = 0,05, må man regne at dateringen er for usikker til å ha noen interesse. Skal man regne sikkerheten for tilfredsstillende må man kreve atskillig høyere korrelasjonskoeffisienter enn de som finnes av nevnte FISHERS tabell. Hvor stort tillegg man kan anse for rimelig, skulle man kunne anslå på grunnlag av tabell 8 og fig. 13 foran. Min undersøkelse er for ufullstendig og mangelfull til å kunne gi helt bestemte regler for de krav som må settes til r under forskjellige forutsetninger. Den må dog kunne brukes som en foreløpig rettledning inntil der foreligger noe bedre.

Rimelige fordringer til god sikkerhet under forutsetning av at den okulære datering ikke er foretatt på grunnlag av medregnede indekser, skulle bli:

For n = 25, en av korrelasjonskoeffisientene større enn 0,75 eller begge større enn 0,65.
For n = 50, en av korrelasjonskoeffisientene større enn 0,60 eller begge større enn 0,55.
For n = 100, en av korrelasjonskoeffisientene større enn 0,40, eller begge større enn 0,35.

Korrelasjonsregning på grunnlag av et mindre antall indekspar enn 20 har neppe noen interesse uansett hvor sterk korrelasjon man måtte kunne oppnå. En serie på 40 sammenhengende år blir derfor i alminnelighet det minste brukbare materiale for datering.

Årringanalyser for forstlig bruk, analyser som skal tjene til å belyse forholdet mellom klima og vekst eller som skal danne grunnlaget for periodeanalyser, må behandles etter meget strengere regler.

Det viktigste krav som slike årringanalyser stiller er kravet til utvalg av egnet materiale. De trær som indeksene skal beregnes av bør ha gjennomgått en jamnest mulig bestandsutvikling. De bør helst tas fra urørte partier i enalderskog, kommet opp på sammenhengende flater over ca. 5 dekar. Der bør undersøkes nøye om der har foregått hogster, vindfellinger eller andre bestandsendringer innenfor det tidsrom undersøkelsen skal omfatte og innenfor 8—10 meters avstand fra de trær som velges ut. Om mulig, bør undersøkelsen, av hensyn til alderskorreksjonen, omfatte forskjellige bestand av mest mulig forskjellig alder fra samme trakt og noenlunde samme bonitet. De forskjellige bestand av ulike alder bør være kommet opp under noenlunde samme gjenvekstbetingelser. Der bør for eksempel ikke være slik at et bestand er kommet opp spredt etter vindfelling av overgammel skog og et annet i tett stilling etter en brann.

Undersøkelsen bør helst baseres på årringene i brysthøyde. Borprøver gir brukbart materiale, men der bør være minst 2

borprøver for hvert stammetverrsnitt. Hvor mange trær man trenger for å skaffe pålitelige indekstall kan veksle meget etter undersøkelsenes art. Gjelder oppgaven å skaffe en pålitelig indeks for et enkelt bestand, eller et mindre, ensartet område, bør minimum være 15—20 trær. For å finne indekser for større områder trenges flere trær i alt, men færre trær fra hvert bestand.

Mener man å ha skaffet tilveie et materiale fra tilstrekkelig mange ensartede jamalderbestand av vesentlig forskjellig alder, kan man forsøke å finne en alderskorreksjon som er uavhengig av sekulære variasjoner i klimaet. Man skulle da få indekser som gav et pålitelig billede selv av over 100 år lange bølger i klimavekslingen. AANDSTAD og ORDING har gitt regler for en slik alderskorreksjon (ORDING 1941 a side 147—149).

Noe sikrere resultater skulle med mindre arbeid kunne oppnåes ved følgende endringer i disse reglene:

1. Man sløyfer de innerste 2 cm mot margen helt, både for beregning av livskurve og indekser. ORDING har ikke regnet med de innerste 10 årringene i indeksseriene men regnet dem med under oppstilling av livskurve.
2. I stedet for å jamne ut den funne livskurve ved hjelp av løpende middeltall, brukes en enkelt utjamningsfunksjon som bestemmes etter minste kvadraters metode. Om valg av funksjonstype, se foran side 202 og 205.
3. I stedet for å alderskorrigere og regne ut indekser for hvert tre før middeltallsutregningen, slås jamaldrende og ellers ensartede grupper av årringserier sammen til middeltall før alderskorreksjonen. Derved spares mye arbeid uten å tape noe av betydning i nøyaktigheten.

Er det i materialet ikke regnet med årringer nærmere margen enn ca. 40 år og ikke lenger fra margen enn ca. 180 år for brysthøydeprøver, kan alderskorreksjonen trygt skje etter formelen $y = \frac{k}{1{,}0\ p^x}$ (se foran side 205). Under denne forutsetning kan man oppnå like nøyaktige indekser ved enkelt å anvende den metode for sammendragning og alderskorreksjon som er nevnt foran (side 250) for årringindekser til trekronologiske formål. Da slipper man med én alderskorreksjon for hele materialet.

I svært mange tilfeller kan det være umulig å skaffe materiale som kan gi sikkert grunnlag for en almen livskurve, uavhengig av langbølgede klimavekslinger. Det er heller sannsynlig at man i de fleste tilfeller vil ha med materiale å gjøre som vil gi alvorlige feil ved å alderskorrigere mange aldersgrupper etter samme livskurve.

I slike tilfeller må man, som NÄSLUND og EKLUND har gjort (NÄSLUND 1942 og EKLUND 1944), alderskorrigere middeltallet for hver materialgruppe etter hver sin livskurve, beregnet direkte av materialet.

Man må da være oppmerksom på at man samtidig med alderskorreksjonen har eliminert en mulig jamn forandring i de klimatisk betingede vekslingene (se foran side 203). Om det lar seg gjøre, må man på andre måter søke bedømt denne muligheten.

Etter at indekser er utarbeidet, vil det være en fordel om de alltid ble omregnet til middeltall = 100 for en bestemt periode, for eksempel 1901—1930.

Det er mulig at de her angitte metodene enda er meget mangelfulle.

Arbeidet mitt skulle dog iallfall vise betydningen av at man ikke stopper utviklingen ved å normalisere noen av de tidligere utarbeidede metodene til framtidig bruk.

A VALUATION OF THE METHODS EMPLOYED IN DENDRO-CHRONOLOGY AND ANNUAL RING ANALYSES

Summary.

Most of the researchers working on annual ring analyses have agreed that the measured annual rings cannot be applied without computations of the means and corrections for the effect of age being conducted. The number of methods employed for this purpose is nearly equal to the number of researchers at work on the subject.

The carrying out of the measurings, computations of means, and corrections for the effect of age being of vital importance for the utility of the annual ring analyses, I have found it desirable to make a critical valuation of the methods employed, and, if possible, improve these.

I have likewise tried to improve the methods previously used in the valuing of the significance of dendro-chronological datings. I found it natural to continue the methods elaborated by ASBJØRN ORDING (ORDING 1941 a and 1941 b). In a survey of the dendro-chronology of to-day the archeological periodical the «Viking» (HØEG 1944) says that ORDING in his paper on annual ring analyses on spruce and pine of 1941, has laid a foundation for all the future work in this country.

Regarding the actual measuring of annual ring widths for pine and spruce, the best methods known hitherto are those at present employed by the Forest Research Institute in Sweden. An apparatus giving very exact measuring with very little waste of time is here used (NÄSLUND 1942). Finnish investigations have shown that samples taken by means of a Pressler's increment borer of a good make, give satisfactory results (ILVESSALO 1943). For borer samples of birch (or similar species of foliiferous trees) a special technique of measuring which has proved advantageous has been prepared by the author. The measuring is effected by translumination and colouring of the section to be measured. The colour applied

consisted of water-colour coarsely dissolved in glycerine. (I have myself used a Günther-Wagner colour-briquet, chrome-green.) The borer sample is first soaked at least one hour in a mixture of glycerine and water, and then fastened in a frame as shown in Fig. 1. It is then smoothed by an even cut, v e r t i - c a l l y o n t h e d i r e c t i o n o f t h e f i b r e s. The cut surface is coated with the colour solution and again smoothed by means of an even, thin cut. The measuring takes place while the borer sample is fastened in the frame, at an amplification of about 20 and by means of translumination (see Fig. 1).

As a result of this colouring method all cavities turn dark, whereas the cell walls remain light and transparent (see Fig. 2). The method cannot be applied to wood decayed by rot.

In measuring annual rings, it is very important to guard against some of the rings being dropped or measured twice. Even in spruce and pine, annual rings, too narrow to be distinguished even under a good microscope, may occur (Fig. 7), or they may produce false divisions between the annual rings as a result of which one annual ring may be regarded as two rings. If in the calculation we are one annual ring short or have one too many, the error may effect serious disadvantages in the analysing of the annual rings, especially where means of annual ring series are concerned. The chances of making an error in this way ordinarily increase greatly toward the oldest annual rings in a material (HUBER 1943).

In order to avoid this source of error each series measured ought to be plotted in form of a diagram. Previous to the computation of averages the correspondence of the diagrams for all the series included in the mean is controlled by means of a cross-identification. Possible agreements or lack of such are more distinctly shown in diagrams plotted on section paper with logarithmic ordinates (HUBER 1943) (Fig. 10). The cross-identification should be made with sufficient caution. Every doubtful case should be measured and examined under a higher magnifying power, and corrections or discardings of samples should only be allowed when the discrepancy is in plain evidence.

Additional treatments of measured annual rings previous to their various applications.

A. Correction for the effect of age.

The development in untouched, even-aged stands usually conforms to simple laws (Fig. 3). In uneven-aged stands, which have come up on small openings, constant cuttings or thinnings of the stand from other causes, will be an indispensable condition for the small plants if they are to exist and develop into big trees. The development of such trees will be stamped by repeated, sudden increases in increment at irregular intervals, for which no general rules, as to the course of development, can be laid down (Fig. 4). In Fig. 5 is given an instance of a provable effect of a cutting, as it often turns out.

For annual ring analyses to be used in forestal researches, in investigations on the relation between growth and climate, or in periodical analyses, a correction for the effect of age is of special importance. Such analyses should, therefore, be conducted on the basis of selected trees from untouched, even-aged stands. Only when expressible by a law, sufficiently simple to be given a clear expression, the development of age will be distinguishable from other long-period variations in the annual ring widths.

For annual ring analyses to be used in dendro-chronological datings, the accurate determination of the longer waves in the annual ring variation climatically determined is of minor importance. Consequently annual ring series to this end can be based on material from uneven-aged stands as well.

The correction for the effect of age in such series will have to be effected by simply eliminating all waves exceeding a given length, irrespective of their being due to development of age, effects of cuttings, or climatic variations.

The correction for the effect of age of annual ring series for untouched, even-aged stands may be carried out according to two different principles:

(1) One may try to find a life curve of more general application for the development of the annual ring, the average progress of which, from pith to bark, is identical for several stands belonging to widely different periods. All the trees, or the means for even-aged groups of trees, are then reduced according to the same life curve. A life curve constructed in this way ought to be fairly independent of the more long-waved climatic changes (HUNTINGTON 1925, AANDSTAD 1938 and ORDING 1941 a.)

(2) We find that the material does not meet the requirements connected with a correction according to a life curve of this type. Each tree or homogeneous group of material is, therefore, corrected for the effect of age, severally, according to the mean course of development. Simultaneously, more long-waved climatic changes have been removed by reduction. If it becomes necessary to form an opinion on these long-period variations, information will have to be sought outside the annual ring analyses (NÄSLUND 1942, EKLUND 1944 and RUDEN 1944).

For the smoothing of the computed life curves various methods have been used. The one most easily carried out is the graphic freehand smoothing (DOUGLAS 1928 and EIDEM 1943). The method is very subjective, and no general rules can be established for a life curve of this sort.

A more objective manner is that of performing the reduction by means of moving averages (AANDSTAD 1938 and ORDING 1941 a). In which degree the life curve is to be smoothed depends on number of figures contained in the moving averages. If the annual rings all the way in to the pith (ORDING 1941 a) are included in the moving averages for the life curve, there is a risk of the indexes being vitiated, owing to systematic drawbacks connected with this way of smoothing (Fig. 6).

ORDING has for other reasons left out the 10 years next to the pith in the actual index series. If the inner annual rings were omitted in the calculation of the life curve, as well, the vitiation mentioned above would be of no consequence.

Instead of leaving out the inner 10 annual rings it would

most likely prove more expedient to omit the annual rings located within the inner two centimeters (NÄSLUND 1942).

A simpler and more concrete characteristic of the life curve is expressed by methods employed in more recent Swedish annual ring analyses (NÄSLUND 1942 and EKLUND 1944). According to NÄSLUND's and EKLUND's methods for correction for the effect of age the curve is fitted into a simple hyperbola function according to the method of least squares.

The annual rings from the inner two centimeters next to the pith should be left out in connection with this method, as well.

If the annual ring width is termed y, the number of annual rings beyond a certain distance from the pith = x, and the remaining letters denote constants statistically determined, NÄSLUND's life curve function will be $y = a + \frac{b}{x}$ and EKLUND's $\frac{1}{y} = a + bx$.

I have myself successfully tried the function $y = \frac{a}{1{,}0\ p^x}$ the characterisation of the development of age. This function has been fitted into the age curve according to the method of least squares in the form $\log y = \log a - x \log 1{,}0\ p$ (the least standard deviation for log y).

Tab. 1 presents an example which shows that this form of function may equal EKLUND's hyperbola function in usefulness. The function expresses a very simple law to the effect that the decrease in annual ring width per year should be proportional to the annual ring widths themselves.

In order to give a quite satisfactory smoothing this function should only include annual rings located within a distance of 40 to 180 years from the pith.

It seems as if the annual rings from very old and very young trees vary in a manner slightly different from that of annual rings of trees of middle age (Tabs. 3 and 5). As regards especially accurate investigations there should nevertheless be reason to observe these age limits, even when it is unnecessary for the correction for the effect of age.

B. Computation of averages.

In computing averages it is endeavoured to eliminate chance variations in individual trees, while at the same time the proportionals are to be conserved to the greatest possible extent as expressions of common, climatically determined variations.

The seeding probably causes a considerable decrease in the annual ring width (MORK 1942). It may be of interest to note that this effect is not eliminated through computations of averages.

In computing averages it is of vital importance that the whole annual ring series and parts of such are given their correct weights. To attain this end, ORDING suggested that the series for each tree be corrected for the effect of age and standardized previous to the computation of means. This method as well as the one for computing index numbers and indexes in form of proportionals between annual ring widths not reduced, and the values for the life curve belonging to them, presuppose that the average variations are proportional to the annual ring widths. A test of the correctness of this presupposition is shown in Tab. 2. As the differences per mm. of annual ring width are fairly constant, the test seems to verify the truth of the supposition.

For series which we think can be corrected for the effect of age according to the function $y = \frac{a}{1{,}0\ p^x}$, the said correction as well as the computation of averages may be effected in the following, simple manner:

The series are worked together by means of geometrical means. The easiest way of finding the geometrical means is to look up logarithms and compute the arithmetic mean of the logarithms.

The mean of the logarithms will then, owing to the effect of age, be steadily decreasing from the pith outwards, and may be corrected for the effect of age directly by determining a straight line according to a simple regression analysis. The

antilogarithms for the differences from the straight line are looked up. The final annual ring indexes are obtained by multiplying these numbers by 100. The geometrical mean of all the indexes included in the series will then always be equal to 100.

The requirment that the proportionals between the different annual values in the mean index series consist of means of the p r o p o r t i o n a l s between the values from which the means are computed, would seem logical. On this assumption it can be mathematically proved that a geometrical mean gives the most correct averages.

If series of varying lengths are to be combined in this manner, the means will have to be corrected either previous to or following their passing into another year with another number of series. When computing the mean of two series, for instance, one of which has the year 1850 for its innermost annual ring counted, while the other series is of a much earlier date, it would be a mistake to combine these two series then and there. As to the determination of the ratio of the annual ring of 1850 to that of 1849 in the middle series, the only information at hand is that which can be obtained from the older series.

The mean of the series will consequently have to be corrected so that the proportionals between the annual rings of 1850 and 1849 will be in accordance with those presented by the annual rings of the older series. In Tab. 7 is shown the way in which such a correction will have to be carried out when an arithmetical mean is used. When employing a geometrical mean, the correction is effected simply by a constant value being added to or subtracted from the logarithms on one side of the point of interruption.

A comparison of the levels of the different index series from the same period might for various reasons prove of interest. If such comparisons are to be realised it is desirable that the means for the two sequences agree for the same period. The example presented in Fig. 6 shows to what extent the indexes for the identical period may differ when two different 30-year periods are used as one standard period with a mean index equal to 100.

It would most likely prove of advantage if the different researchers could agree on a given standard period. One might for instance reduce all the index series so as to make the mean of the period 1901—1930 equal to 100.

C. On the significance of a dendro-chronological dating.

For the valuation of the significance of a dating ORDING has introduced the use of the correlation coefficient r for index series cross-identified. To give the test its full value he has suggested that the correlation coefficient be computed on the basis of a series of index pairs not employed in the dating itself, which has to be carried out ocularly by means of diagrams.

In order to judge whether the correlation coefficient found is satisfactory, ORDING has calculated the standard deviation of r according to the normal law of error, as well. In addition, he has suggested an investigation of the manner in which the correlation alters as the series are displaced one or two years in relation to each other. If this results in a distinct fall in the correlation coefficient, it may, in ORDING'S opinion, be regarded as a further confirmation of the correctness of the dating.

Attention may be drawn to two facts proving that ORDING'S use of the correlation coefficient for the valuation of the significance of a dating still is somewhat imperfect. Firstly, two series may be cogently interdependent without the correlation coefficient being especially high. An instance of this is shown in Fig. 12. Secondly, the objection may be raised that the term $\sigma_r = \pm \frac{1 - r^2}{\sqrt{n}}$ will have to be regarded as a very incomplete measure of the correlation coefficient required to make the significance satisfactory.

I have been looking for a method to prove the existence of a relation between annual ring indexes differing on account of discrepancies between their more long-waved variations, but showing a close agreement in the leaps from one year to another.

The long-period variations are always the most difficult

ones for exact determinations, and such a method is, therefore, very much needed.

Is has become apparent that a calculation of the correlation between the 2nd order differences may be used as a very adequate instrument for this purpose. Differences were formerly used to analyse time series in economic statistics (ANDERSSON 1927 and FRISH 1934). DE GEER'S 'maxima' and 'minima' correspond to the signs for the 2nd order differences (DE GEER 1938). B. HUBER has laid down rules for the determination of the significance of a dendro-chronological dating. He uses the increase or decrease in the annual ring width from one year to another as a basis on which to compute the measure of the significance (HUBER 1943). An increase or decrease of this kind corresponds to the signs for the 1st order differences.

To obtain a measure of the correlation coefficients found it is usual to compare them with the 'standard deviation', $\sigma_r = \pm \frac{1 - r^2}{\sqrt{n}}$.

According to R. A. FISHER (FISHER 1930) this formula is rather unsatisfactory when the number of observation pairs is under 100. In actual datings one has often to be content with less than 50 pairs of annual rings. FISHER has given more detailed rules accompanied by tables for the valuation of the correlation coefficients obtained when the number of observations is low. According to FISHER'S tables it should be possible to determine the probability of a correlation coefficient of a given value being produced as a result of a merely incidental combination of variables, among which no real connection exists. If this probability is under 5 per cent. the significance is usually considered satisfactory.

When comparing two annual ring series, however, it is to be expected that the probability of obtaining a correlation coefficient of a given value by a mere coincidence will be even greater than that provided by FISHER'S tables, due to the periodical nature of the sequences. A number of researchers have proved the existence of a significant periodicity in annual ring series (DOUGLAS 1928, BOMAN 1927, AANDSTAD 1934, ERLANDSSON 1936 and ORDING 1941 a).

In order to examine the consequence of the periodicity for the valuation of the correlation between two index series for annual ring widths, I have computed a number of the so-called autocorrelations (FRISH 1934). I have considered it as being of special importance to find out whether the periodicity is of greater consequence for the correlation coefficients obtained through comparisons of the 2nd order differences than for those obtained by direct comparisons of the annual ring indexes.

I have selected four series of annual ring indexes for pine, extending rather far back in time. From these series I have collected a number of the last years' indexes and compared them with values from the identical series, displaced from 6 to 176 years. The correlation coefficients have been computed for the best correlations. Displacements of series of 27, 52, and 102 years were tried. The chances of a good correlation have been investigated separately for the indexes and for their 2nd order differences.

The outcome of the investigations is indicated in Tab. 8 a. In Tab. 8 b are tabulated the best, second best, and third best autocorrelations found, for each of the four series investigated, and for 27, 52, and 102 pairs of indexes, separately. Together with the best autocorrelation coefficients for the indexes are presented the corresponding coefficients for the 2nd order differences. The best autocorrelations for 3 years' moving averages have been given for 27 pair of indexes.

As the figures seem to show sufficient agreement, the arithmetical mean of the correlation coefficients belonging to the same set has been presented in Tab. 8 b.

In Tab. 8 is shown that the uncertainty connected with a found correlation coefficient is no greater for comparisons of the 2nd order differences than for comparisons of the indexes themselves.

It looks on the contrary as if the differences give less uncertainty. The high figures provided by the autocorrelation for the 3-year moving averages, seem to indicate that this difference is not accidental.

It will be seen from Tab. 8 a that a good autocorrelation between the sequences themselves, only by way of exception

corresponds to a good correlation between the differences, too. Even if it is plain that there exists no complete independence between the two methods of calculation, a coincidence of good correlation for both methods will, nevertheless, give a higher significance for the dating than that obtained from a corresponding correlation for one of the methods of calculation only.

Fig. 14 contains a diagram of some pieces of indexes showing a good autocorrelation.

My own investigations are neither sufficiently comprehensive nor complete enough to enable the establishment of quite definite rules for the valuation of the found correlation coefficients by cross-identifications of annual ring indexes. As temporary data, however, the following figures might serve as limits for the correlation coefficients, if the dating is to be considered as significant.

For a number of index pairs equalling 25:

One of the correlation coefficients exceeds 0.75 or both exceed 0.65.

For a number of index pairs equalling 50:

One of the correlation coefficients exceeds 0.60 or both exceed 0.55.

For a number of index pairs equalling 100:

One of the correlation coefficients exceeds 0.40 or both exceed 0.35.

The limits are stated on the assumption that the parts of series used in the computation of the correlation are not identical with those on which the dating is based (ORDING 1941 a). When computing the significance of the index pairs previously used for dating, higher correlation coefficients are needed. In which degree they have to exceed the others depends on the number of comparisons tried to give the dating found.

In Fig. 15 is shown the change in the best autocorrelations resulting from displacements one or two years to the side. These histograms prove that only a comparatively slight increase in significance is obtained by investigating the changes in the correlation produced by displacements one or two years

to the side after a dating has been accomplished. It appears, as a matter of fact, that the falls in the correlation coefficients occurring in an actual, correct dating, seldom exceed those indicated in Fig. 15 for false ones. A test of this sort will hardly be needed when the correlation coefficients are calculated both for the series themselves and for their 2nd order differences, in addition to which the correlation coefficients found are valued according to the rules indicated above.

It is possible that the methods here stated as yet are very deficient.

My work, however, ought to show the importance of not checking the development by standardizing any of the methods previously elaborated for future use.

REFERERT LITTERATUR

Aandstad, S., 1934: «Untersuchungen über das Dichenwachstum der Kiefer in Solør.» Nytt Mag. f. Naturv. B. 74. Oslo.

Aandstad, S., 1938: «Die Jahresringbreiten der Kiefer und die Zeitbestimmung älterer Gebäude in Solør im östlichen Norwegen.» Nytt Mag. f. Naturv. B. 78. Oslo.

Anderson, Oskar, 1927: «On the Logic of the Decomposition of Statical Series into Separate Components.» Journal of the Royal Statistical Society. Vol. XC. London.

Boman, A., 1927: «Tutkemuksia männyn paksuuskasvun monivoutisesta vaihteluista.» Acta Forest. Fenn. B. 32. Helsinki.

De Geer, Ebba Hult, 1938: «Raknehaugen». Universitetets Oldsaksamlings Årbok. 1937. Oslo.

Douglas, A. E., 1928: «Climatic cycles and tree-growth.» Carnegie Inst. Wash. Pub. No. 289. Washington.

Eide, E., 1926: «Om sommervarmens innflydelse på årringbredden.» Medd. Det norske Skogforsøksvesen B. II· Oslo.

Eidem, Per, 1943: «Über Schwankungen im Dickenwachstum der Fichte (Picea abies) in Selbu, Norwegen.» Nytt Mag. f. Naturv. B. 83. Oslo.

Eklund, Bo, 1944: «Ett försök att numeriskt fastställa klimatets inflytande på tallens och granens radietillväxt vid de båda finska riksskogstaxeringarna.» Norrl. Skogsvårdsf. Tidskr. 1944 III.

Erlandsson, S., 1936: «Dendro-chronological studies.» Data 23 från Stockholms Högsk. Geokron. Inst. Stockholm.

Fisher, R. A., 1930: «Statistical Metods for Research Workers». London.

Frish, Ragnar, 1934: «Tidsrekkeanalyse.» Stensilerte f orelesninger ved Universitetets Økonomiske Institutt. Oslo.

Huber, B., 1943: Über die Sicherheit jahrringchronologischer Datierung.» Holz als Roh- und Werkstoff. 6 Jg. Heft 10/12 s. 263—268. Berlin.

Huntington, E., 1925: «Tree growth and climatic interpretations.» Carnegie Inst. Wash. Pub. No. 352. Washington.

Høeg, O. A., 1944: «Dendrokronologi.» Viking. B. VIII. Oslo.

Ilvessalo, Yrjö, 1943: «Suomen metsävarat ja metsien tila. II valtakunnan metsien arviointi.» (Summary in English). Communicationes Instituti Forestalis Fenniae. Helsinki.

Kolmodin, G., 1923: «Tillväxtundersökningar i Norra Dalarna.» Sv. Skogsvårdsför. Tidskr. B. 21. Stockholm.

Mac-Dougal, D. T., 1924: «Dendrographic measurements» Carnegie Inst. Wash. Pub. No. 350. Washington.

Mork, E., 1942: «Trærnes frøsetting.» Skogbrukeren. Oslo.

Näslund, M., 1942: «Den gamla Norrländska granskogens reaktionsförmåga efter genomhuggning.» Medd. från Stat. Skogsförsöksanst. H. 33 nr. 1. Stockholm.

Ording, A., 1942 a: «Årringanalyser på gran og furu.» Medd. Det norske Skogforsøksvesen B. VII. Hefte 2, Oslo.

Ording, A., 1942 b: «Skoghistoriske analyser fra Raknehaugen.» Medd. Det norske Skogforsøksv. B. VIII. Hefte 1. Oslo.

Ottestad, Per, 1942. «On periodical Variations in the Yeld of the Great Sea Fisheries and the Possibility of establishing Yeld Prognoses.» Fiskeridirektoratets skrifter. Vol. VII. No. 5.

Ruden, T., 1935: «Om årlige forandringer i trærnes tilvekst.» Tidsskr. for. Skogbr. 43 årg. Oslo.

Ruden, T., 1944: «Fra våre nabolands fagtidsskrifter.» Litteraturanmeldelse. Tidsskr. f. Skogbruk. 52 årg. Oslo.